

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LE SYNDROME DU RENTIER ENCOMBRANT:
UNE ÉVALUATION DE LA SITUATION AU CANADA

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
SIMON GAUDREAU

JUIN 2011

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Pour mes parents, qui m'ont inculqué le goût de réfléchir et de remettre les choses en question,

à Stéphanie, sans qui rien n'aurait pu commencer, et à Annie, qui m'a aidé à mettre le point final à cette aventure,

à Pierre et Julie : je vous serai toujours reconnaissant d'avoir cru en moi,

à Pierre Ouellette, professeur titulaire au Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal: vous m'avez permis de devenir un meilleur étudiant,

à Kristian Behrens et Wilfried Koch, professeurs au Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal, qui ont fourni des commentaires précieux sur une première version de ce travail,

à Martine Boisselle, assistante à la gestion des programmes de cycles supérieurs au Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal, pour son aide, son professionnalisme et sa grande compréhension,

à Pierre Fortin, professeur émérite au Département des sciences économiques de l'Université du Québec à Montréal, pour tout...

merci.

TABLE DES MATIÈRES

RÉSUMÉ.....	v
INTRODUCTION.....	1
CHAPITRE I	
REPÈRES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES.....	4
1.1 L'entrepreneuriat.....	4
1.2 La grande entreprise.....	6
1.3 La petite entreprise et l'environnement local.....	14
1.4 Les études empiriques.....	20
CHAPITRE II	
DONNÉES.....	24
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE.....	27
3.1 Univers considérés.....	27
3.2 Le modèle.....	30
3.3 Variable dépendante.....	32
3.4 Variables « syndrome du rentier encombrant ».....	35
3.5 Autres variables explicatives.....	38
CHAPITRE IV	
RÉSULTATS.....	47
4.1 Statistiques descriptives sommaires.....	47
4.2 Corrélations simples.....	50
4.3 Analyse économétrique.....	50
CONCLUSION.....	54
APPENDICE A	
CARTE DES RMR ET DES AR.....	57
APPENDICE B	
DÉFINITION DES INDUSTRIES DE RESSOURCES.....	59
APPENDICE C	
VARIABLES CONSIDÉRÉES DANS LES MODÈLES.....	61

APPENDICE D	
STOCK D'ÉTABLISSEMENTS PAR AGRÉGATS INDUSTRIELS	63
APPENDICE E	
NIVEAU DE REVENU ANNUEL MOYEN ET ENTREPRENEURIAT.....	65
APPENDICE F	
VARIATION DU REVENU ANNUEL MOYEN ET ENTREPRENEURIAT	67
APPENDICE G	
TAILLE MOYENNE DES ÉTABLISSEMENTS ET ENTREPRENEURIAT	69
APPENDICE H	
PART DE LA MAIN-D'ŒUVRE DANS LES RESSOURCES ET ENTREPRENEURIAT	71
APPENDICE I	
SPÉCIALISATION INDUSTRIELLE ET ENTREPRENEURIAT	73
APPENDICE J	
DÉTAIL DES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION.....	75
APPENDICE K	
DÉTAIL DU CALCUL DES TAUX DE CRÉATION NETTE D'ENTREPRISES.....	77
APPENDICE L	
DÉTAIL DES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS PAR AGRÉGATS INDUSTRIELS.....	81
NOTES.....	84
RÉFÉRENCES.....	93

RÉSUMÉ

En dépit d'un potentiel intéressant, on ne constate pas en général l'émergence et le renouvellement d'un bassin entrepreneurial fort dans la périphérie canadienne, soit les régions situées à plus d'une heure de route des grands centres. Comment expliquer cette faiblesse de l'entrepreneuriat, malgré la présence d'une base industrielle solide (plusieurs grands employeurs) et d'une population riche susceptibles de créer des opportunités pour les entrepreneurs? Les grands employeurs et le niveau de vie élevé dans plusieurs régions périphériques, loin d'être des atouts, sont-ils plutôt nuisibles au développement économique?

Certains auteurs se sont attardés à l'étude des obstacles à l'entrepreneuriat qui caractérisent la périphérie. Un niveau de salaires élevé et des conditions de travail au-dessus de la moyenne, conjugués à l'absence d'un bassin important de petits entrepreneurs, y constitueraient un véritable frein à la création d'entreprises. Ce que POLESE et SHEARMUR (2002) ont identifié comme le « syndrome du rentier encombrant » pourrait aider à comprendre pourquoi certaines régions éprouvent plus de difficultés que d'autres à diversifier leur économie. Toutefois, l'impact d'un tel phénomène sur l'entrepreneuriat local, bien que suspecté, n'a pas encore été pleinement mesuré.

Le présent mémoire se propose de vérifier si, et dans quelle mesure, il existe une relation négative entre le taux de création nette d'entreprises et la concentration de l'emploi chez certains grands employeurs (mesurée notamment à l'aide du niveau des salaires) dans les régions périphériques du pays. Cette hypothèse est analysée selon une approche empirique et testée à l'aide d'une analyse économétrique de données sur les entreprises et la population compilées par Statistique Canada. L'objectif principal est de mesurer le pouvoir explicatif du syndrome du rentier encombrant sur le niveau de création de nouvelles entreprises, tout en prenant en compte l'influence exercée par d'autres importants facteurs explicatifs des écarts régionaux de création d'entreprises.

Les résultats obtenus suite à l'analyse économétrique, s'ils ne permettent pas de tirer des conclusions définitives, montrent que les facteurs liés à l'influence de certains types d'entreprises ou d'industries sur le contexte local sont parmi les déterminants importants de l'entrepreneuriat dans la périphérie canadienne. L'analyse identifie un lien négatif entre la part de l'emploi dans les industries de ressources et le taux de création nette d'entreprises, ce qui va dans le sens de l'hypothèse du syndrome du rentier encombrant dans les régions périphériques du Canada. L'accès à des données plus complètes permettant notamment de distinguer les différents phénomènes entrepreneuriaux s'avère donc souhaitable pour mieux évaluer l'impact du syndrome du rentier encombrant, qui demeurera ainsi non entièrement mesuré pour l'instant.

Mots clés: entrepreneuriat, grande entreprise, développement régional, régions périphériques.

INTRODUCTION

Quiconque s'intéresse au sort des régions périphériques du Canada ne peut échapper à une réflexion sur les causes de leur déclin économique et démographique. Un ensemble de raisons sont en mesure d'expliquer cet état de fait, dont plusieurs qui mènent à un constat de manque d'initiative du milieu. En effet, d'un océan à l'autre, on ne remarque pas en général l'émergence et le renouvellement d'un bassin entrepreneurial fort dans la périphérie canadienne. Cela perdure en dépit d'un potentiel tangible, notamment d'exploitation et de mise en valeur des particularités naturelles. Le développement timide de l'entrepreneuriat dans plusieurs régions nuit à leur renaissance et à leur compétitivité, puisqu'il y a incapacité à percevoir et à saisir toutes les opportunités de développement qui se présentent, ce qui se traduit par un faible degré d'innovation et d'adaptation. Comment expliquer une telle situation, malgré une base industrielle solide (plusieurs grands employeurs) et un niveau de vie élevé susceptibles de créer des opportunités pour les entrepreneurs?

En développement économique régional, on porte un grand intérêt à l'analyse des différents facteurs susceptibles d'influer sur l'entrepreneuriat. En effet, plusieurs études confirment qu'il existe bel et bien une relation entre l'activité entrepreneuriale, comprise ici comme la création de nouvelles entreprises, et la croissance économique (REYNOLDS, STOREY et WESTHEAD, 1994; AUDRETSCH, 2003; AUDRETSCH et KEILBACH, 2004; PARKER, 2005).¹ L'identification des déterminants de la création d'entreprises contribue donc à expliquer pourquoi certaines régions sont prospères alors que d'autres connaissent un déclin économique. Ces déterminants sont nombreux et leur nature et leur impact général varient en fonction des particularités de chaque milieu. Toutefois, notent DAVIDSSON *et al.* (1994), « l'étude de l'entrepreneuriat à un niveau agrégé, i.e. au moyen des taux de création de nouvelles firmes, permet d'aller au-delà des singularités de chaque cas particulier et de détecter les généralités. » [Notre traduction] Ainsi, il y a des phénomènes propres aux régions

ressources qui sont susceptibles de conditionner leur performance économique. Si tel est le cas, se peut-il qu'une partie des éléments de réponse à la question posée plus haut se trouvent dans cette même question? En d'autres mots, les grands employeurs et le niveau de vie élevé dans plusieurs régions périphériques, loin d'être des atouts, sont-ils plutôt nuisibles au développement économique?

C'est ce que croient certains auteurs, dont JULIEN (1997) et POLÈSE et SHEARMUR (2002). Dans leur étude des tendances du développement de certaines régions périphériques du Canada, POLÈSE et SHEARMUR dressent un état de situation plutôt sombre. Outre les constats habituels (éloignement, masse critique, dépendance à l'égard des ressources naturelles), les auteurs se sont attardés à l'étude des obstacles à l'entrepreneuriat qui caractérisent la périphérie. Parmi ceux-ci, ils relèvent l'impact potentiellement négatif de la dominance de quelques grands employeurs sur le marché du travail local. Un niveau de salaires élevé et des conditions de travail au-dessus de la moyenne, conjugué à l'absence d'un bassin important de petits entrepreneurs, y constitueraient un véritable frein à la création d'entreprises. Ce que POLÈSE et SHEARMUR ont identifié comme le « syndrome du rentier encombrant » pourrait aider à comprendre pourquoi certaines régions éprouvent plus de difficultés que d'autres à diversifier leur économie. Toutefois, l'impact d'un tel phénomène sur l'entrepreneuriat local, bien que suspecté, n'a pas encore été vraiment mesuré.

Le présent mémoire se propose donc de vérifier si, et dans quelle mesure, il existe une relation négative entre le taux de création nette d'entreprises et la concentration de l'emploi chez certains grands dans les régions périphériques du Canada. Cette hypothèse est évaluée selon une approche empirique et testée à l'aide d'une analyse économétrique de données sur les entreprises et la population. L'effet d'autres déterminants régionaux de l'entrepreneuriat identifiés comme importants dans la littérature empirique est aussi considéré.

Le reste du mémoire se divise comme suit : le chapitre I procède à une revue de la littérature pertinente au sujet traité; dans le chapitre II, on décrit les sources des données utilisées aux fins de l'analyse; le chapitre III contient une discussion et une exposition du modèle proposé;

le chapitre IV présente les résultats et leur interprétation; enfin, des pistes de réflexion sont présentées en guise de conclusion.

CHAPITRE I

REPÈRES THÉORIQUES ET EMPIRIQUES

1.1 L'entrepreneuriat

Comme le font remarquer GUYOT et VAN ROMPAEY (2002), la littérature ayant pour thème l'entrepreneuriat et la création d'entreprises est vaste et très diversifiée. Pour AUDRETSCH (2003), la nature interdisciplinaire de l'objet d'étude social et économique qu'est l'entrepreneuriat est le reflet de sa complexité. Il n'est donc pas aisé de cerner le concept d'entrepreneuriat et chacun possède sa propre définition, y compris chez les économistes. SCHUMPETER (1950) fût toutefois l'un des premiers à définir plus clairement le phénomène. Décivant d'abord l'innovation comme l'aptitude à exploiter une invention, il précise qu'elle consiste aussi en l'habileté à créer par combinaison en utilisant des procédés inédits, à détecter les opportunités que représentent des marchés ou des fournisseurs nouveaux ou encore à réinventer les modes d'organisation des diverses activités de l'entreprise. Cependant, la véritable contribution de Schumpeter est surtout d'avoir souligné le rôle de premier plan que joue l'entrepreneuriat dans l'activité économique en tant que facteur d'évolution, en rupture avec l'idée reçue voulant qu'il soit plutôt une force stabilisatrice (AUDRETSCH, 2003; GLAESER *et al.*, 2010a). La notion de « destruction créatrice », par laquelle les nouvelles firmes éliminent celles qui sont le moins performantes à coups d'innovations au bénéfice de la croissance économique, illustre cette idée.

Par contre, comme le fait remarquer CASSON (2002), Schumpeter s'intéressait surtout à l'entrepreneuriat de « haut niveau », associé aux grands projets et aux multinationales, et son analyse ignorait largement la contribution de la petite entreprise. En général, on remarque

cette tendance dans les travaux qui sont réalisés après la Seconde Guerre mondiale (GUYOT et VAN ROMPAEY, 2002; AUDRETSCH, 2003). En développement régional, on voit alors un parti pris pour la stratégie des pôles de croissance, inspirée de PERROUX (1955), qui vise entre autres à stimuler l'économie par l'implantation de grands établissements en région (FLORIO, 1996). La PME, généralement considérée comme moins performante que la grande entreprise aux plans de la productivité, des conditions d'emplois et de l'innovation, est reléguée à l'arrière-plan. L'argumentaire en sa faveur se limite à des considérations sociales et politiques : on la voit notamment comme un outil de décentralisation du processus de décision (AUDRETSCH, 2003).

Dans les années 1970 et 1980, on observe un retour en force de l'entrepreneuriat dans la littérature (GUYOT et VAN ROMPAEY, 2002). On reproche à la grande entreprise sa difficulté à composer avec les changements qui s'accroissent et la concurrence qui s'intensifie, ce qui occasionne des pertes d'emplois. Pendant ce temps, les PME démontrent une certaine aptitude à l'adaptation et à l'innovation et parviennent à maintenir ou même à accroître le nombre de leurs employés, devenant la source principale de nouveaux emplois (GUESNIER, 1994). L'importance relative des PME commence à augmenter, comme en témoignent l'augmentation de leur part relative dans les ventes manufacturières à partir du milieu des années 1970 et la baisse marquée du PIB réel moyen par firme dans les années 1980 (AUDRETSCH, 2003). L'accent dans la recherche est mis sur les PME, qui semblent alors présenter une alternative enviable aux multinationales. Le retour à des valeurs plus individualistes dans les années 1980 contribue lui aussi à actualiser des thèmes comme la liberté ou l'esprit d'entreprise.

Les PME occupant de nouveau une place de premier plan dans l'économie, on s'intéresse désormais de plus près à ce qui favorise l'entrepreneuriat. Depuis plusieurs années maintenant, les variations interrégionales dans les niveaux d'entrepreneuriat qui sont observées dans beaucoup de pays font l'objet d'un intérêt particulier. Plusieurs explications à ces disparités ont été avancées, mais l'une de celles qui demeurent à l'heure actuelle parmi les plus populaires concerne le lien entre la taille moyenne des établissements et le taux de création d'entreprises. La littérature qui traite de ce sujet renvoie principalement à trois

grandes catégories de travaux, qui font référence à des effets se produisant autant du côté de l'offre que de la demande.

Le premier de ces grands thèmes de recherche consiste en l'étude de l'impact de la grande entreprise sur l'économie et l'entrepreneuriat locaux, dont l'argumentaire emprunte en grande partie aux discussions portant sur l'organisation des entreprises et les liens industriels. Une deuxième approche, un peu moins économique, porte sur l'identification des conditions qui favorisent l'innovation, plusieurs étant reliées de près à la présence d'un bassin de petites entreprises ou d'une culture entrepreneuriale au niveau régional. Enfin, on retrouve un troisième type de travaux, essentiellement empiriques, visant à identifier et mesurer les déterminants des variations régionales dans les taux de création d'entreprises. Les prochaines sections passent en revue ces grands thèmes dans l'ordre.

1.2 La grande entreprise

Lorsque la grande entreprise emploie à elle seule une proportion significative de la main-d'œuvre d'un territoire donné (quasi-monopsonne), comme c'est souvent le cas dans les portions plus urbaines des régions périphériques, son influence sur le marché du travail local est par définition très importante.² JULIEN (1997) et POLÈSE et SHEARMUR (2002) suggèrent que la présence ou l'implantation d'une grande entreprise dans une région donnée est susceptible d'avoir des effets négatifs sur l'économie locale. Au Canada, plusieurs régions seraient affectées par ces effets négatifs qui se présentent sous la forme de ce que POLÈSE et SHEARMUR appellent le « syndrome du rentier encombrant ». Ils décrivent ce syndrome de la façon suivante :

Le « syndrome du rentier encombrant » renvoie aux effets de la forte dépendance d'une économie locale à l'égard d'une ou deux industries très capitalisées, dont les hauts salaires fixent les conditions sur le marché du travail.

(POLÈSE et SHEARMUR, 2002, p.197)

Les auteurs observent que le salaire moyen dans certaines régions périphériques de l'est du pays (surtout leurs portions urbaines), est souvent plus élevé que dans les régions dites centrales. Une telle situation, notent-ils, n'est pas susceptible de favoriser la diversification économique dans la périphérie. Pourquoi? La revue de littérature suivante vise à répondre à cette question.

La théorie du choix entrepreneurial offre un point de départ à l'explication. Si l'on adopte le point de vue de Knight (cité par STOREY, 1982, p.64), on peut définir à la base l'entrepreneuriat comme un choix entre différentes options. Ainsi, il existe dans l'économie un bassin d'entrepreneurs potentiels composé de tous les individus ayant une expérience de travail et dont on suppose qu'ils choisissent rationnellement entre trois alternatives : le statut de salarié, celui de travailleur autonome ou encore le chômage. D'après Oxenfeldt (cité par STOREY, 1982, p.64), la décision de se lancer en affaires ou non peut être déterminée soit par la simple préférence pour le travail autonome par rapport aux deux autres alternatives, soit par un désir de tirer parti de l'option qui rapporte le plus parmi celles qui se présentent dans l'économie. Sur ce deuxième point, on exclut l'option du chômage, car on suppose que les deux autres choix sont normalement plus avantageux au plan de la rétribution.

Suivant AUDRETSCH et VIVARELLI (1996), la probabilité de démarrer une entreprise en fonction du revenu peut ainsi être exprimée par l'équation $\Pr(s) = f(\Pi^* - W^*)$, où :

- Π^* = profits attendus à la suite du démarrage de l'entreprise
- W^* = salaire auquel s'attend un individu s'il choisit le statut de salarié
(on peut supposer que ce salaire englobe la valeur de certains avantages sociaux : prestations de retraite, assurances, etc.).

L'évaluation au bout de laquelle les entrepreneurs potentiels décident de devenir salariés (i.e. de vendre leurs services de gestionnaires à des entreprises) ou de se lancer eux-mêmes en affaires se fait donc en fonction d'un taux de salaire donné. La décision de chacun dépend aussi de deux autres choses. D'abord, l'individu doit composer avec sa tolérance au risque (la forme de la fonction f), puisque le niveau de profit relié au travail autonome, contrairement

au revenu reçu comme employé salarié, est incertain (STOREY, 1982). Ainsi, selon l'hypothèse d'aversion au risque, le poste de salarié est préféré au travail autonome dans le cas où les revenus espérés de l'une ou l'autre option sont égaux ($\Pi^* - W^* = 0$). Ensuite, on présume que les habiletés des entrepreneurs potentiels ne sont pas homogènes (FLORIO, 1996). Toutes choses étant égales par ailleurs, le revenu espéré du travail autonome diffère donc d'un individu à un autre.

En outre, dans une région et pour une période de temps donnés, on suppose que les ressources entrepreneuriales ont une mobilité limitée, au moins à court terme, par des contraintes spatiales (FLORIO, 1996 ; GLAESER *et al.*, 2010a). En effet, l'innovation dont font preuve les entrepreneurs utilise de l'information et répond à des signaux qui sont de nature essentiellement locale. En guise d'exemple, FLORIO mentionne l'importance de la connaissance de l'environnement dans le commerce traditionnel (e.g. le climat, les préférences des consommateurs, la disponibilité des matières premières, etc.). À court terme, comme on ne peut vraiment ni l'adapter ni la reconstituer, l'expertise entrepreneuriale est donc difficilement utilisable en dehors du contexte local d'origine (la prochaine section élabore un peu plus sur le rôle central de la proximité dans le processus d'innovation). Par conséquent, les ressources entrepreneuriales présentes dans un espace économique déterminé sont fixes et doivent être interprétées comme un stock (en opposition à un flux) de services ou, autrement dit, comme un facteur de production constant.³

Ces remarques préliminaires permettent de construire pour le système local une courbe d'offre des facteurs entrepreneuriaux (des flux) en fonction du taux de salaire offert dans l'entreprise (FLORIO, 1996). Pour un taux de salaire déterminé, le marché atteint graduellement un point d'équilibre à mesure que les différences en profitabilité parmi les petits entrepreneurs sont égalisées par une réallocation des ressources entrepreneuriales. Les entrepreneurs cessent leurs activités et se convertissent en salariés les uns après les autres quand leur profit devient inférieur au revenu qu'ils peuvent recevoir comme employé d'une entreprise. Quant à elles, les entreprises sont intéressées à acquérir les services de ces petits entrepreneurs pour qu'ils deviennent des gestionnaires, car cet ajout leur permet de prendre de l'expansion en accroissant leur productivité et leur production. Par conséquent, si le

système local comprend une grande firme, celle-ci doit nécessairement entrer en compétition avec les petites entreprises pour l'acquisition des services des entrepreneurs. L'intensité avec laquelle elle est en mesure de drainer le système local de ses facteurs entrepreneuriaux (i.e. la main-d'œuvre locale la plus qualifiée ou la plus motivée) dépend de la compétitivité de son taux de salaire par rapport à celui des autres entreprises.

Or, on constate que les salaires sont en moyenne plus élevés dans les grandes entreprises que dans les plus petites, même si on tient compte de l'effet de la présence syndicale plus marquée dans ces premières. Cette relation positive entre la taille de l'entreprise et le taux de salaire moyen est une régularité empirique largement observée en science économique. BROWN et MEDOFF (1989) ont évalué certaines des explications qui sont généralement avancées pour expliquer ce résultat : main-d'œuvre de meilleure qualité, conditions de travail inférieures, prévention de la syndicalisation, candidatures peu élevées relativement au nombre de postes vacants, faible capacité de surveillance. Ils ont conclu que l'argument de la qualité de la main-d'œuvre est un facteur explicatif de la relation salaire-taille de l'entreprise beaucoup plus important que les autres. Cet avis est partagé par OI et IDSON (1999), qui relèvent que les grandes entreprises, dont le ratio capital/travail et la vitesse d'incorporation des nouvelles technologies sont plus élevés que dans les petites et moyennes entreprises, sont plus susceptibles de nécessiter une main-d'œuvre plus qualifiée et qui travaille à temps plein.

L'innovation technologique, notent AGHION et HOWITT (1998), serait l'un des facteurs à l'origine des écarts de salaire au sein d'une industrie. En particulier, le progrès technique réduit les coûts de communication au sein de l'entreprise et peut rendre plus profitable l'échange d'une partie de l'information plutôt que son apprentissage direct par tous les travailleurs. Si c'est le cas, l'entreprise est en mesure d'assimiler l'information plus rapidement et donc de répondre plus facilement aux chocs. L'utilisation de personnel plus polyvalent, qui est à la fois capable d'exécuter une tâche donnée et d'apprendre à partir des activités menées par les collègues côtoyés quotidiennement, est alors favorisée. En supposant que la polyvalence puisse être acquise par les travailleurs grâce à des connaissances générales issues de l'éducation, l'entreprise sera donc incitée à payer une prime pour s'assurer les services de travailleurs qualifiés.

La grande entreprise offrira ainsi un taux de salaire lui permettant, en théorie, de s'approprier une partie (ou même la quasi-totalité) des ressources entrepreneuriales locales et de les transformer en gestionnaires. Une telle situation conduit à une augmentation de la taille moyenne des firmes (LUCAS, 1978). Pour FLORIO (1996), ce résultat a un effet bénéfique seulement si l'emploi dans la grande entreprise qui est engendré par l'incorporation des nouveaux gestionnaires surpasse le ralentissement dans les petites entreprises suite à la perte de facteurs entrepreneuriaux. Une telle compensation, souligne-t-il, est en général improbable compte tenu que l'expansion est associée à une augmentation de l'intensité en capital, qui est plus importante pour la grande firme que pour la PME. L'emploi généré par le grand employeur attire des travailleurs qui auraient la capacité de créer leur propre entreprise et de potentiellement générer des emplois et des retombées supplémentaires dans leur milieu.

La pression à la hausse sur les salaires et autres avantages sociaux exercée par le grand employeur est également susceptible de faire augmenter les coûts de main-d'œuvre de la petite entreprise locale. Ces coûts sont par définition importants car, comme il vient d'être noté, les PME sont souvent peu capitalisées (ou plus intensives en main-d'œuvre) en comparaison des grandes entreprises. Il s'agit de difficultés d'autant plus importantes que ce sont les meilleurs employés de PME que les grandes entreprises iront d'abord chercher, puisque ce sont eux qui gagneront les concours. Plusieurs PME fermeront ou partiront si elles ne sont plus en mesure de rester compétitives sur le marché du travail local ou si leurs coûts de main-d'œuvre sont trop élevés par rapport à ceux des concurrents extérieurs. La baisse du nombre d'entrepreneurs accroîtra la dépendance à l'égard du grand employeur et affaiblira le réseau entrepreneurial local. Or celui-ci, par le soutien et l'influence qu'il est susceptible d'exercer, joue un rôle crucial auprès de la génération entrepreneuriale montante.

Cependant, FOTHERGILL et GUDGIN (1982) rejettent l'argument selon lequel les salaires élevés versés par la grande entreprise ont un effet systématiquement négatif sur les coûts de main-d'œuvre. Leurs données de sondage indiquent que, même si les salaires varient d'une nouvelle entreprise à une autre, une rémunération non compétitive est surtout perçue par les entrepreneurs comme un obstacle à la rétention plutôt qu'au recrutement du personnel. De

plus, selon eux, le taux de salaire n'a pas d'impact sur l'entreprise dans sa phase de création et de démarrage car les besoins en employés de l'entrepreneur sont initialement presque toujours comblés par de la famille, des amis ou d'anciens collègues. Cette observation rejoint en quelque sorte celle de MASON (1991), qui souligne que la disponibilité de la main-d'œuvre est un aspect moins déterminant de la décision de se lancer en affaires ou non, car les besoins initiaux de l'entreprise en capital humain sont plutôt faibles. Ainsi, si les salaires élevés ont bel et bien un effet négatif sur l'entrepreneuriat, c'est lors de l'expansion de l'entreprise qu'il se fera ressentir.

Quoi qu'il en soit, d'autres motifs que les salaires amènent également certains auteurs à s'interroger sur l'impact de la grande entreprise sur l'économie et le marché du travail locaux. Le premier de ces motifs remet carrément en question le cœur de l'argumentaire des défenseurs de la grande entreprise en tant qu'outil de développement économique, à savoir les retombées suscitées par les liens qui sont créés en amont et en aval avec des entreprises locales. Une première observation est que ni le type de produits fabriqués ou de procédés utilisés, ni le degré d'intégration verticale des grandes entreprises n'est généralement de nature à favoriser le recours à la sous-traitance par des entreprises locales (TICHY, 1987; MASON, 1991; SAXENIAN, 1994; JULIEN, 1997).⁴ En deuxième lieu, les petites entreprises locales sont défavorisées en raison du conservatisme et de l'aversion au risque typiquement affichés par la grande entreprise dans l'établissement de ses relations d'affaires (FOTHERGILL et GUDGIN, 1982). Troisièmement, FLORIO (1996) constate que les multiplicateurs locaux pour la demande sont plutôt faibles, entre autres car la grande entreprise achète beaucoup à l'extérieur, ce qui fait augmenter la dépendance à l'importation de la région. Ce comportement relève du faible degré d'autonomie dans les décisions d'achat ou de vente avec lequel composent les grandes entreprises au niveau local : quand ces fonctions sont gérées à partir de l'extérieur, l'entreprise et les partenariats locaux sont peu susceptibles d'être favorisés (STOREY, 1982 ; MASON, 1991; FLORIO, 1996).

Cette dernière remarque au sujet de l'autonomie réfère à la nature de la structure organisationnelle de l'entreprise multi-établissements, qui constitue un autre motif d'interrogation par rapport à l'impact de la grande entreprise au niveau local. L'organisation

bureaucratique et hiérarchique de la grande entreprise représente un désavantage additionnel, car elle fait en sorte de la rendre moins innovante et donc moins susceptible de stimuler un éventuel comportement entrepreneurial chez les employés (TICHY, 1987; SAXENIAN, 1994).⁵ L'allocation des tâches parmi les diverses unités que comptent les grandes entreprises a en effet favorisé la présence en périphérie d'établissements se concentrant essentiellement sur des activités de production, avec pour corollaire qu'on y retrouve un niveau minimal de fonctions managériales, plusieurs décisions étant prises à partir de l'extérieur (MASON, 1991; DURANTON et PUGA, 2005). En conséquence, des ressources cruciales (haute direction, finances, recherche et développement, etc.) se retrouvent plutôt dans les régions plus centrales, puisque c'est là où sont généralement situés les sièges sociaux, qui y tirent profit de la présence d'un grand nombre de fournisseurs de services aux entreprises (études d'avocats, services de relations publiques, cabinets comptables, etc.).⁶

Ce type de structure organisationnelle engendre trois conséquences néfastes pour l'entrepreneuriat local en périphérie. Tout d'abord, les réseaux d'information de la grande entreprise se trouvent à être orientés vers les sièges sociaux, c'est-à-dire à l'extérieur de la région, ce qui réduit les interactions et les flux d'innovation au niveau local (MASON, 1991; FLORIO, 1996). Ensuite, la faible présence de certains types de travailleurs spécialisés réduit la qualité du bassin d'entrepreneurs potentiels au niveau local. Selon FOTHERGILL et GUDGIN (1982), les travailleurs hautement éduqués et avec l'expérience du marketing et de l'administration sont parmi les plus susceptibles de fonder des entreprises qui connaîtront une bonne croissance. Enfin, on note la possibilité que les employés locaux de la grande entreprise qui montrent un réel potentiel soient extraits du système local par le biais de promotions à l'interne vers des fonctions de haut niveau au siège social (STOREY, 1982).

La relation entre le potentiel de développement des milieux locaux et la nature des activités qui y sont menées par la grande entreprise est à la source de la théorie dite du cycle de vie des régions (STEINER 1985; TICHY, 1987).⁷ Celle-ci s'appuie sur le fait que la standardisation des procédés augmente l'intensité en capital et déplace les besoins en innovation, faisant en sorte que l'expertise technique se retrouve graduellement dans la machinerie plutôt que dans l'élaboration des procédés. À mesure que le produit et le procédé se standardisent,

l'entreprise se déplace des régions centrales mieux dotées en personnel très qualifié vers la périphérie où les coûts de main-d'œuvre sont plus abordables.^{8,9} Cependant, dans la périphérie, une hausse du salaire en raison de la demande de main-d'œuvre crée des barrières à l'entrée, car elle incite à des efforts de rationalisation dans la grande entreprise et cause la fermeture de PME, qui sont par définition moins capitalisées. Les travailleurs mis à pied ne peuvent se trouver du travail dans la région car les conditions salariales y défavorisent l'arrivée de nouveaux employeurs. Une intervention du gouvernement pour protéger l'industrie ou un refus de modifier la convention collective crée par ailleurs des barrières additionnelles, à la sortie cette fois. L'augmentation de la taille moyenne des firmes et l'homogénéisation du marché du travail contribuent à la chute du taux de création de nouvelles entreprises. En effet, la population hautement spécialisée, qui commande des salaires élevés et qui est peu productive en raison de la résistance des syndicats aux efforts de rationalisation risque de s'engager dans un cercle vicieux de la productivité. Elle est donc peu susceptible de rendre la région intéressante pour des employeurs potentiels.¹⁰

Lorsque la théorie du cycle de vie des régions postule que les régions centrales sont mieux placées pour être le point de départ à l'innovation en raison de leur important bassin de travailleurs qualifiés, elle s'appuie sur le concept des économies d'agglomération (MARSHALL, 1890; KRUGMAN, 1991a, 1991b). Celles-ci résultent du regroupement dans un lieu donné d'un nombre important de firmes entretenant entre elles des relations d'affaires coopératives ou concurrentielles. Le bassin potentiel d'acheteurs et de fournisseurs est alors plus grand et la compétition entre plusieurs fournisseurs indépendants (CHINITZ, 1961), la spécialisation accrue et la division du travail sont susceptibles de faire baisser les coûts de production. En économie urbaine, on dit souvent que les villes naissent et croissent dans le but d'exploiter ces économies d'agglomération. La théorie des pôles de croissance économique, issue de ce concept, a donné lieu à des politiques de développement qui ont préconisé une concentration des activités dans des places centrales, sous prétexte que les retombées du développement accru qui s'ensuivrait bénéficieraient ultimement à toutes les régions. JULIEN (1997), qui est très critique vis-à-vis ces théories, rétorque qu'il existe des déséconomies d'agglomération dues à la congestion et ce qu'il appelle les « effets de filtrage » exercés par le pôle central.¹¹ Les régions mono-industrielles sont ainsi privées des

meilleures ressources humaines et industrielles et les grandes entreprises y mènent essentiellement des activités peu complexes qui sont susceptibles d'avoir des effets limités ou même défavorables au développement de l'économie locale.

En résumé, la littérature révèle que la présence ou l'arrivée d'un grand employeur peut affecter la capacité de rebondissement de l'économie locale à plusieurs niveaux.¹² D'abord, la grande entreprise influe sur le marché du travail en offrant des conditions de travail avantageuses qui drainent du potentiel entrepreneurial et affectent les PME plus intensives en main-d'oeuvre. Ensuite, le genre de liens qu'elle entretient et son type de structure organisationnelle nuisent au développement d'initiatives locales. Cela réduit l'effet compensatoire potentiel que les petits employeurs peuvent avoir dans le cas où la grande entreprise procède à des rationalisations. La domination d'employeurs sur le marché du travail local augmente ainsi l'impact de chaque fermeture et favorise une attitude plus protectionniste chez la population.¹³

1.3 La petite entreprise et l'environnement local

D'un autre côté, plusieurs auteurs (CHINITZ, 1961; STOREY, 1982; FOTHERGILL et GUDGIN, 1982; MASON, 1991; GAROFOLI, 1994; SAXENIAN, 1994; DEJARDIN, 2003; ACS et ARMINGTON, 2004) relèvent l'effet positif pour le niveau d'entrepreneuriat d'avoir une base industrielle composée d'une proportion importante de petites firmes. Il semble d'ailleurs qu'une très grande proportion des entrepreneurs provienne de la petite entreprise (STOREY, 1982; FOTHERGILL et GUDGIN, 1982; AUDRETSCH et FRITSCH, 1994; DAVIDSSON et al., 1994). Les prochains paragraphes énumèrent un certain nombre de raisons militant en faveur des petits milieux de travail.

Premièrement, les très petites organisations constituent un meilleur endroit pour acquérir l'*expérience* nécessaire au démarrage d'une entreprise (STOREY, 1982; SAXENIAN, 1994). D'abord, on note que le travail dans la grande entreprise est souvent très spécialisé, alors que les tâches que doit accomplir l'employé de PME sont plus nombreuses et diversifiées. Le gestionnaire dans la petite entreprise assume plus de responsabilités et est plus susceptible

d'être familiarisé avec toutes les étapes de la production et de maîtriser un grand nombre de tâches administratives. Cette connaissance plus complète de l'univers entrepreneurial constitue un premier avantage. Ensuite, l'employé de PME doit généralement adopter une approche de travail plus flexible, mais en étant toutefois plus susceptible de voir son esprit d'initiative être récompensé. Ce plus haut degré d'autonomie est un autre avantage. Enfin, deux derniers avantages, soit le contact direct avec la clientèle, qui familiarise avec les conditions du marché, et la proximité avec le propriétaire, qui sert de modèle, favorisent eux aussi le développement du futur entrepreneur. Comme le notent FOTHERGILL et GUDGIN (1982), la profession d'entrepreneur, tout comme les autres professions, exige une formation appropriée. Si ce niveau de formation est tributaire de l'expérience acquise, le candidat entrepreneur issu de la PME est donc favorisé.

Deuxièmement, on ne peut passer sous silence le rôle important joué par l'*information* dans le processus d'incubation de l'entrepreneuriat. TICHY (1987) explique que l'originalité et la diversité de l'information dont dispose l'entrepreneur et la manière unique qu'il a de la combiner est ce qui garantit la prime à l'innovation. L'entrepreneuriat sera donc favorisé par un environnement où des gens jeunes, non conventionnels et d'horizons divers se côtoient et interagissent et où le renouvellement du personnel est fréquent. Ce milieu de travail correspond en gros à l'image que l'on se fait généralement d'une petite entreprise qui évolue dans un marché en développement. Lorsque l'entreprise prend de l'expansion, elle intègre un nouveau capital humain et de nouvelles idées et procède à des changements organisationnels qui favorisent la rotation du personnel et la mixité des compétences professionnelles. La grande flexibilité et la nature moins hiérarchique qui prévalent dans la petite entreprise sont aussi de nature à favoriser l'échange d'information. En opposition à cette vision, la grande entreprise est perçue comme un milieu plus statique, où la spécialisation rend improbable la multidisciplinarité dans les unités professionnelles et où la relative sécurité d'emploi limite le taux de roulement chez les employés.

Troisièmement, les firmes qui ont le plus de facilité à créer et à innover sont celles qui ont l'*habitude* de développer de nouveaux produits et d'avoir de nouvelles idées afin d'assurer leur survie (STOREY, 1982; TICHY, 1987; SAXENIAN, 1994). L'innovation est donc un

processus auto-générateur. Les petites entreprises, qui sont souvent jeunes et plus portées à fabriquer des produits ayant un court cycle de vie (mode, articles de loisirs, informatique etc.), ont de bonnes chances d'être de celles qui savent quand et comment se réinventer. Les employés y apprennent comment prendre les problèmes de front et développent la capacité de voir dans les produits et procédés autant de points de départ vers de nouvelles opportunités de développement. Les petites entreprises représentent donc un milieu de choix pour favoriser l'apparition chez les futurs entrepreneurs d'une attitude proactive en regard du développement des affaires. C'est un atout supplémentaire qui contribue à motiver et conforter l'employé dans sa décision de fonder sa propre entreprise.

Finalement, on peut souligner que les *retombées* positives de la petite entreprise sur l'entrepreneuriat sont captées non seulement par les entrepreneurs potentiels qui évoluent à l'intérieur de ce type d'entreprises, mais aussi par le milieu extérieur à celles-ci, notamment via des interactions inter-industrielles (JACOBS, 1969). D'abord, dans les localités où l'on trouve un grand nombre de PME, des réseaux sont présents dans l'économie locale (SAXENIAN, 1994; JULIEN, 1997). Pour l'entrepreneur en devenir qui ne bénéficie pas d'un environnement de travail spécialement formateur, ces réseaux représentent souvent une source privilégiée de conseils, d'information et de support, qui sont autant d'éléments vitaux à la réussite de son projet. Pour le candidat entrepreneur qui évolue déjà dans un milieu stimulant au plan entrepreneurial, de telles ressources représentent un atout supplémentaire. Ensuite, un réseau local de petites entreprises bien établies et prospères constitue une illustration concrète de la faisabilité de l'entrepreneuriat. Un tel exemple inspire, encourage et stimule l'émulation dans la communauté et contribue à faire augmenter le taux de création de nouvelles entreprises.

Toutefois, les retombées positives à l'externe sont tributaires de la proximité des petites entreprises (i.e. les réseaux), qui demeure un élément déterminant. En effet, les entrepreneurs démarrent la plupart du temps leur projet dans leur localité d'origine (STOREY, 1982; FOTHERGILL et GUDGIN, 1982; KANGASHARJU, 2000; FIGUEIREDO *et al.*, 2002). Une première raison en est leur meilleure connaissance des marchés locaux à cet endroit (FLORIO, 1996). D'autre part, initialement, la petite taille de leur entreprise signifie qu'ils n'ont pas de

grands besoins en main-d'œuvre ni en locaux spécialisés, ce qui fait de la proximité du lieu de résidence un des principaux critères de localisation. Puis, comme le fait remarquer MASON (1991), la plupart des contacts de l'individu sont situés à moins d'une demi-heure de route : les réseaux d'information sont donc locaux. En conséquence, la qualité des réseaux dont dispose l'entrepreneur dépend du stock de capacité innovante déjà présent dans sa communauté, lequel est enrichi par la présence d'un grand nombre de petites entreprises à proximité (JACOBS, 1969). Donc, comme le soulignent SAXENIAN (1994) et JULIEN (1997), c'est en entretenant des relations personnalisées au niveau local que les entreprises dynamiques sont susceptibles d'acquérir l'information permettant la mise à jour des connaissances et l'anticipation du changement.

JULIEN met cependant trois bémols à une conclusion soulignant l'aspect positif de la proximité. D'abord, il fait valoir qu'elle n'engendre pas tout le temps de la synergie entre les entreprises, par exemple si les stratégies dictent de réagir aux changements plutôt que de les initier. Dans un contexte de concurrence soutenue, où les échanges sont moins favorisés, la proximité est en fait un obstacle à la collaboration. En deuxième lieu, une industrie régionale qui privilégie la coopération court le risque d'en venir à se complaire dans ses succès et à négliger de suivre le progrès technologique. Enfin, la proximité ne saurait être un préalable absolu dans un contexte contemporain, les interrelations avec les marchés nationaux et internationaux étant désormais inévitables. En effet, la spécialisation accrue rend de plus en plus improbable le regroupement dans un lieu donné de tous les acteurs d'une même industrie (i.e. conseillers techniques, sous-traitants, fabricants, acheteurs, etc.). Cela est encore plus vrai dans le cas des régions éloignées.

L'environnement socioéconomique local influence lui aussi l'entrepreneuriat. Pour SAXENIAN (1994) et JULIEN (1997), les entrepreneurs se développent fortement en osmose avec leur milieu à travers une implication sociale qui s'avère être également un moyen d'acquérir de l'information stratégique (main-d'œuvre, locaux, transport, etc.). Le milieu, composé d'organismes de développement économique, d'élus, d'institutions financières et académiques (que JULIEN appelle les « entrepreneurs publics »), joue à son tour un rôle important en tant qu'initiateur et coordonnateur des efforts d'entrepreneuriat local.¹⁴ Dans les

régions dynamiques, il se substitue aux entreprises de capital de risque en dispensant un support financier simplifié et il offre des programmes de formation adaptés. En favorisant le développement de réseaux informationnels et d'entraide regroupant des entreprises aux profils différents, il provoque l'échange d'idées et stimule l'innovation. Il constitue une référence, un soutien et une assurance contre l'incertitude présente et future pour les entrepreneurs, qui construisent leur perception du réel (ressources, marchés, potentiel) au fil d'apprentissages collectifs. Cette influence fondée sur des solidarités particulières encourage une certaine concertation et contribue souvent à initier l'action entrepreneuriale et à la rendre plus viable. Selon JULIEN, cet effet d'entraînement est la clé de l'explication aux succès d'affaires de certaines communautés (e.g. sino-montréalaise, italo-montréalaise, beauceronne).

Par ailleurs, la relation entre le milieu et les entreprises fonctionne également en sens inverse. Si l'influence du milieu peut être bonne pour les entreprises, il semble que la bonne performance des entreprises encourage la valorisation du milieu. TICHY (1987) relève l'importance sociale des effets de synergie dans un milieu industriel composé d'une multitude d'entreprises. Des exemples connus de ces effets de synergie sont les cas de Silicon Valley et des districts industriels en Italie (SAXENIAN 1994; GAROFOLI, 1994; JULIEN, 1997). Dans ces régions, les relations qui se créent en amont ou en aval entre les firmes sont un élément déterminant de leur réussite. Or, elles conditionnent en même temps une attitude favorisant la tolérance au risque et le respect et la promotion de la culture professionnelle, de même que la valorisation de l'autonomie et de la flexibilité aux plans social et économique. JULIEN ajoute que l'apparition de réseaux favorise une cohésion socio-économique locale basée sur la coopération-concurrence et encourage le développement d'une identité locale. En d'autres mots, la présence d'une multitude de petites entreprises, par le nombre et la nature des liens qu'elles créent, stimule la culture entrepreneuriale, et vice-versa.

MASON (1991) signale d'ailleurs cette relation à double sens, tout en observant que la culture entrepreneuriale est un facteur complexe qui, par conséquent, est difficile à mesurer. En effet, sa description englobe une série de caractéristiques qui réfèrent aux populations locale et régionale, mais aussi aux prédispositions des institutions politiques, éducatives et financières.

Néanmoins, JACKSON et RODKEY (1994) proposent une méthode d'évaluation qui fournit certains éléments de réponse. En procédant par sondage, ils cherchent à vérifier les déterminants du degré de culture entrepreneuriale. Ils évaluent celui-ci en fonction de quatre composantes de l'attitude : la tolérance au risque et à l'échec, la perception du niveau de difficulté associé au démarrage et au développement d'une nouvelle entreprise, l'importance et le respect accordés aux entreprises en forte croissance et à leurs propriétaires, et la socialisation que les enfants sont susceptibles de recevoir. Leur conclusion est que les attitudes pro-entrepreneuriales sont plus faibles chez les individus travaillant dans de grandes organisations et chez ceux qui vivent dans des régions dominées par un grand employeur, peu importe la taille de leur propre employeur. Ceci rejoint fortement les observations de CHINITZ (1961), qui décrit ces régions comme des endroits où les entrepreneurs sont considérés comme des citoyens de second ordre.

ARMINGTON et ACS (2002, p.39) s'intéressent aux travaux d'Illery, qui classe la population selon trois modes de vie : les travailleurs autonomes, les carriéristes et les salariés. Chacun de ces modes de vie est déterminé par des aspects sociaux et culturels, et la classification d'un individu dans l'une ou l'autre de ces catégories est indicatrice de son potentiel entrepreneurial. Les travailleurs autonomes héritent d'un bagage culturel transmis à travers les générations, où l'on cherche à posséder et contrôler l'entreprise, souvent familiale ou artisanale. Ils ont généralement un mode de vie rural ou agricole et leur présence est peu commune dans les régions où l'on retrouve de grands établissements. Les carriéristes sont éduqués, souvent avant-gardistes et innovants, et ils sont motivés par l'appât du gain. Ils n'hésiteront pas à se lancer en affaires si c'est l'option la plus intéressante pour eux, et on les retrouve plutôt dans les grands centres urbains. Enfin, les salariés recherchent un emploi à rémunération élevée afin de maximiser l'utilité de leurs loisirs et sont peu susceptibles de devenir entrepreneurs autrement que par nécessité. Ils se retrouvent précisément dans les régions où la base industrielle est moins diversifiée, car dominée par de grands employeurs.

1.4 Les études empiriques

MASON (1991, p.81) rapporte que Beesley fournit dès 1955 les premiers résultats empiriques établissant un lien entre la taille moyenne et le niveau de création d'entreprises d'une région donnée. Ses observations sur les taux d'entrée dans les West Midlands (Royaume-Uni) durant l'entre-deux-guerres démontrent que les régions dominées par de grands employeurs performant moins bien que celles comptant une proportion importante de petites firmes. Toutefois, c'est seulement dans les années 1980 que le gouvernement britannique produit les premières statistiques officielles sur les petites entreprises dans l'ensemble de l'économie. Celles-ci permettent à FOTHERGILL et GUDGIN (1982) et GUDGIN et FOTHERGILL (1984), qui obtiennent des résultats similaires pour d'autres régions du pays, de généraliser les conclusions de Beesley.

C'est à cette époque que l'on commence à s'intéresser de plus près à la dimension régionale de l'entrepreneuriat et de la création d'entreprises. Le développement de bases de données statistiques régionales sur les entrées et sorties au niveau des entreprises dans la plupart des pays industrialisés ouvre de nouvelles possibilités pour la recherche. La littérature vise, et arrive, à démontrer empiriquement l'existence de grandes variations régionales dans les taux de création d'entreprises dans plusieurs pays industrialisés (ACS et STOREY, 2004; GRILLO et THURIK, 2004). Depuis les années 1990, l'attention se porte sur l'identification des déterminants de l'entrepreneuriat au niveau régional. FLORIO (1996) exprime toutefois des doutes quant à la capacité des économistes de bien considérer et mesurer l'ensemble des facteurs qui sous-tendent les disparités régionales dans le taux de création de nouvelles entreprises. Il avance par exemple que plusieurs de ces facteurs incorporent des aspects culturels, sociologiques, politiques et psychologiques, qui sont des sujets difficiles à traiter dans le cadre de la science économique.

En dépit de ces réserves, on remarque qu'un nombre important d'études empiriques a été publié sur le sujet des déterminants régionaux de l'entrepreneuriat depuis une quinzaine d'années. Un numéro spécial de la revue *Regional Studies* de 1994 fait par exemple état des résultats d'un projet international comprenant des études sur sept pays occidentaux. On y teste, pour chaque pays, l'incidence d'un ensemble de facteurs pré-déterminés (croissance de

la population et des revenus, niveaux de chômage et d'éducation, structure industrielle, proportion de PME, allégeances politiques, etc.) sur le taux de création de nouvelles entreprises. Parmi les principales conclusions du projet, les coordonnateurs soulignent l'impact positif pour l'entrepreneuriat d'une présence importante de petites entreprises dans l'économie régionale (REYNOLDS, STOREY et WESTHEAD, 1994).¹⁵ Ce résultat est l'un des plus observés et des plus significatifs dans l'ensemble des pays étudiés. Depuis, plusieurs autres études sont également arrivées à la conclusion qu'il existe une relation négative entre la taille moyenne des établissements et le taux de création de nouvelles entreprises (FOTOPOULOS et SPENCE, 1999; KANGASHARJU, 2000; SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES, 2001; ARMINGTON et ACS, 2002; ACS et ARMINGTON, 2004; TAMÁSY et LE HERON, 2008).^{16,17,18}

D'ailleurs, le déterminant régional de la création d'entreprises le plus important de l'analyse économétrique de DAVIDSSON *et al.* (1994), d'ARMINGTON et ACS (2002) et d'ACS et ARMINGTON (2004) est l'effet positif de la densité de petits établissements (le stock d'établissements par habitant) sur l'entrepreneuriat. L'impact positif de la présence de petites firmes sur le taux de création d'entreprises est confirmé par de nombreuses autres études (e.g. KEEBLE et WALKER, 1994; REYNOLDS, 1994; AUDRETSCH et VIVARELLI, 1996; ROSENTHAL et STRANGE, 2003; MELO *et al.*, 2007).^{19,20,21} Selon DAVIDSSON *et al.*, ce résultat est révélateur de l'importance cruciale de l'émulation et de l'expérience des petits milieux pour la stimulation du processus entrepreneurial.²² Parallèlement, ils relèvent que les régions les moins entrepreneuriales sont celles où le marché du travail est dominé par un ou quelques grands établissements. Ceci tendrait ainsi à confirmer la présence du syndrome du rentier encombrant en Suède.

Les résultats de DAVIDSSON *et al.* (1994) se vérifient autant pour l'entrepreneuriat manufacturier que pour celui des services professionnels ou encore pour l'ensemble des autres secteurs de l'économie. La relation négative enregistrée par TAMÁSY et LE HERON (2008) entre l'entrepreneuriat et un indice mesurant la dominance des firmes de 20 employés ou plus vaut aussi pour l'ensemble de l'économie. Toutefois, GAROFOLI (1994) et AUDRETSCH et VIVARELLI (1996) trouvent que l'effet positif des petites firmes est plus

significatif dans le secteur manufacturier. Pour GAROFOLI, ce résultat refléterait, d'une part, l'importance des réseaux productifs pour les entreprises et, d'autre part, les barrières à l'entrée dans les industries dominées par de grandes firmes. En raison de coûts fixes irrécupérables élevés, les barrières à l'entrée y sont en effet plus importantes que, par exemple, dans le secteur des services aux particuliers. SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES (2001) confirment empiriquement cette deuxième partie de l'explication, avec une relation négative entre des indicateurs de barrières à l'entrée et le taux de création d'entreprises manufacturières. Cependant, KEEBLE et WALKER (1994) notent que, si des travaux empiriques ont montré que les petites firmes sont des incubateurs entrepreneuriaux pour le secteur manufacturier, celles issues des secteurs des services professionnels et des services aux entreprises bénéficient plutôt de la présence de grandes firmes. Plusieurs résultats empiriques, dont les leurs, soutiennent d'ailleurs cette assertion.²³

Par ailleurs, AUDRETSCH et VIVARELLI (1996) se sont aussi fondés sur la théorie du choix du revenu décrite précédemment pour spécifier une partie de leur modèle sur les déterminants spatiaux de la création d'entreprises. Ils ont ainsi inclus *le salaire moyen* comme une des variables explicatives au modèle. Une de leurs conclusions est que le salaire moyen pondéré des travailleurs moins qualifiés a un effet négatif sur le taux de création d'entreprises. Pour GRILO et THURIK (2004), qui soulignent (sans la mesurer) la relation entre le traitement des salariés et les revenus des entrepreneurs, l'effet est toutefois plus ambigu. Selon eux, un haut niveau de salaire a une influence sur l'opportunité de se lancer en affaires, mais est aussi indicateur d'une économie en santé où les firmes survivent mieux et où l'accès au capital est meilleur.²⁴ Cependant, les résultats de FIGUEIREDO *et al.* (2002), de MELO *et al.* (2007) et de OTSUKA (2008) indiquent une relation négative entre la création d'entreprises et le salaire moyen, suggérant que des coûts élevés de main-d'œuvre nuisent à l'entrepreneuriat. Fait à noter, pour FIGUEIREDO *et al.*, les résultats présentent une certaine inélasticité de la variable salaire. Les entrepreneurs locaux, qui bénéficient d'avantages informationnels et autres dans leur milieu, sont prêts à accepter des coûts de main-d'œuvre jusqu'à trois fois plus élevés avant de devenir indifférent entre investir localement ou ailleurs. Pour MELO *et al.*, la relation négative observée dans les secteurs primaire, manufacturier et des services, devient positive dans les deux derniers cas avec l'inclusion dans les modèles de variables binaires identifiant

les industries à un niveau plus désagréé. Quant à OTSUKA, il mesure un impact négatif du salaire plus fort pour les entreprises manufacturières que pour celles du secteur des services. Pour leur part, ACS et ARMINGTON (2004) mesurent une faible corrélation positive entre les niveaux régionaux de revenus per capita et les taux de création d'entreprises. Leur modèle suggère en fait que les premiers sont un effet des seconds et du niveau des prix, et qu'ils influent sur les écarts de niveaux d'éducation, avec lesquels ils présentent une corrélation positive beaucoup plus forte.

CHAPITRE II

DONNÉES

L'utilisation de données sur les niveaux de création et de destruction d'entreprises pose un défi, puisqu'il n'est pas facile de suivre ces entrées et sorties. La base de données utilisée est le produit Structure des industries canadiennes de Statistique Canada, dont les données sont extraites de la Base de données du registre central du Registre des entreprises de Statistique Canada. À l'heure actuelle, il s'agit de la source la plus accessible pour effectuer ce type d'analyse sur les entreprises canadiennes. Le Registre est principalement composé de données administratives de l'Agence du revenu du Canada (ARC) et de données recueillies dans le cadre du programme d'enquêtes de Statistique Canada. Il est une enquête à participation obligatoire couvrant toutes les entreprises qui sont soit un employeur déclarant à l'ARC, soit une entreprise déclarant un chiffre d'affaires de 30 000 \$ et plus, ou encore qui sont une société fédérale ou provinciale ayant rempli un formulaire fédéral de déclaration de revenus au cours des trois dernières années.

Les données sur les entreprises sont évaluées pour les établissements statistiques. STATISTIQUE CANADA (2008) définit l'établissement statistique comme l'entité de production ou le plus petit regroupement d'entités de production ayant une production : (1) homogène, (2) infraprovinciale, et (3) qui fournit des données sur sa production, soit sa valeur, le coût des intrants et la main-d'œuvre utilisée. L'entité de production correspond à l'unité physique où a lieu l'activité économique et a une adresse municipale et une main-d'œuvre dédiée. Ainsi, on notera que deux succursales (e.g. des commerces franchisés) peuvent donc être comptabilisées comme un établissement si la comptabilité décrite au point (3) ci-dessus est effectuée par une seule entité propriétaire. Les établissements sont classés par tranches

d'effectifs indiquant généralement le nombre maximum annuel d'employés, dont une catégorie « Indéterminé » incluant les travailleurs autonomes et les entreprises sans employés depuis 12 mois. Dans le présent mémoire, les établissements de la catégorie « Indéterminé » sont exclus aux fins des calculs des taux de création d'entreprises.²⁵

Il est important de s'assurer que les données provenant des différentes sources statistiques recoupent le même territoire. Les régions retenues sont les unités géographiques de recensement, qui correspondent à un ensemble de municipalités formant un grand centre urbain. On en retrouve deux types : les régions métropolitaines de recensement (RMR), plus grandes, sont des noyaux urbains de 100 000 habitants et plus, tandis que les agglomérations de recensement (AR) correspondent à des régions urbaines qui comptent au moins 10 000 habitants. On notera que ces deux types d'unités géographiques peuvent comprendre plusieurs municipalités, qui font quant à elles partie d'une seule RMR ou AR en même temps. Donc, même si les RMR sont des unités plus grandes, elles n'englobent pas d'AR, qui n'existent qu'en-dehors de leurs limites.

Le principal avantage des RMR et AR dans le cadre de ce travail est leur usage répandu en tant qu'unités de mesure spatiales. En effet, Statistique Canada compile à la fois des totaux pour les entreprises et la population en fonction de ces dénominations. Cela permet la construction d'une base de données combinant de l'information provenant à la fois du Registre des entreprises et du recensement de la population, ce dernier étant la source de la plupart des variables indépendantes décrites au chapitre suivant. Dans un deuxième temps, il s'agit d'unités de mesure qui constituent une approximation probablement raisonnable de l'univers de l'entrepreneur (KANGASHARJU, 2000). Rappelons à ce sujet que la plupart des relations d'affaires et des sources d'information de l'individu se trouveraient à l'intérieur d'un rayon de déplacement variant de 30 minutes (MASON, 1991) à 80 kilomètres (SAXENIAN, 1994). Enfin, les RMR et AR présentent l'avantage d'être économiquement et socialement plus homogènes que les régions aux limites établies sur la base de considérations administratives ou politiques. Leur périmètre chevauche d'ailleurs parfois ces limites, car il est établi en fonction d'une certaine continuité urbaine.

L'utilisation d'univers régionaux « statistiquement ou économiquement optimaux », reflétant le marché du travail local, est commune lors de l'analyse des déterminants régionaux de l'entrepreneuriat. Ainsi, plusieurs études préfèrent les régions de navettage aux régions administratives (REYNOLDS, 1994 ; REYNOLDS *et al.*, 1995 ; ARMINGTON et ACS, 2002 ; ACS et ARMINGTON, 2004). À cet égard, les RMR et AR, sans être des découpages optimaux, représentent néanmoins un choix préférable aux autres unités géographiques administratives de Statistique Canada, comme les divisions de recensement par exemple. On compte 144 RMR et AR au Canada (voir carte à l'appendice A). Parmi celles-ci sont retenues pour les besoins de l'analyse les 99 qui se trouvent dans des régions périphériques au sens de la définition de POLÈSE et SHEARMUR (2002).^{26,27}

Suivant BALDWIN *et al.* (2000), seules les entreprises du secteur commercial, soit celles à but lucratif, sont considérées dans l'analyse, qui exclut donc les secteurs public, parapublic et à but non lucratif. Plus précisément, les inscriptions regroupées sous les thèmes suivants au Système de classification des industries de l'Amérique du Nord, dont l'activité est essentiellement de nature non commerciale, sont éliminées :

- services d'enseignement (SCIAN 61) ;
- soins de santé et assistance sociale (SCIAN 62) ;
- organismes religieux, fondations, groupes de citoyens et organisations professionnelles et similaires (SCIAN 813) ;
- administrations publiques (SCIAN 91).

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

3.1 Univers considérés

Le présent chapitre établit la méthodologie visant à vérifier dans quelle mesure les différents aspects liés au syndrome du rentier encombrant affectent le taux de création d'entreprises. Cela pourrait aider à comprendre pourquoi certaines régions éprouvent plus de difficultés que d'autres à diversifier leur économie. Le point de départ est le livre de POLÈSE et SHEARMUR (2002), qui se penche sur l'avenir des régions non métropolitaines du Québec et de l'Atlantique, de bonnes candidates à une analyse du syndrome. Afin de prendre en compte un maximum de facteurs susceptibles d'influencer les résultats, de constituer un échantillon de taille plus grande et d'augmenter la précision des paramètres estimés, le territoire étudié par POLÈSE et SHEARMUR est agrandi par l'inclusion des régions périphériques de l'ensemble du Canada.

L'approche méthodologique utilisée s'inspire des travaux empiriques sur les déterminants des écarts régionaux dans les taux de création d'entreprises, dont plusieurs ont été mentionnés au chapitre I. La méthode comporte toutefois une différence notable : l'univers spatial n'incorpore pas la multitude de réalités démographiques et géographiques de l'ensemble du pays, mais se concentre uniquement sur des régions périphériques selon la définition de POLÈSE et SHEARMUR.²⁸ Cela permet notamment l'inclusion de variables indépendantes qui sont susceptibles d'être influencées par des effets d'opposition noyau-périphérie. Par exemple, on peut supposer que ce sont ces effets d'opposition qui, dans certains cas, causent une relation positive entre le salaire et le taux de création d'entreprises. Ainsi, comme on

retrouve généralement une concentration plus élevée de hauts salariés dans les grandes agglomérations, les salaires reflètent peut-être en fait les effets positifs des économies d'échelle et du niveau d'éducation. À partir du moment où l'on exclut les grandes agglomérations de l'analyse, la présence généralisée de salaires élevés dans certaines portions de la périphérie peut bel et bien servir à signaler la dominance d'un grand employeur sur le marché du travail local.

Toutefois, les déterminants de l'entrepreneuriat n'ont pas qu'une dimension spatiale. Pour une région donnée, les taux de création d'entreprises peuvent aussi varier d'un secteur d'activité économique à l'autre. Cela implique, comme l'observent DAVIDSSON *et al.* (1994), la possibilité que les taux s'« annulent ». Par exemple, une région fortement entrepreneuriale au plan manufacturier pourrait bien enregistrer peu de créations d'entreprises dans le secteur des services professionnels. Elle afficherait ainsi un résultat pour l'ensemble de son économie qui n'est pas réellement représentatif des diverses forces et faiblesses qui l'animent. De plus, les déterminants peuvent varier selon l'industrie, différents facteurs ayant différents impacts sur différents types d'activités économiques (GUESNIER, 1994; REYNOLDS, 1994; SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES, 2001; ARMINGTON et ACS, 2002; FRITSCH et FALCK, 2003 ; OTSUKA, 2008). Comme l'indiquent BRIXY et GROTZ (2006), bien que la plupart des nouvelles firmes soient créées dans le secteur des services aux consommateurs, ce sont les firmes manufacturières et de services aux entreprises qui enregistrent de meilleurs taux de survie à leurs premières années et qui jouent un rôle plus important pour le développement de l'économie régionale. C'est pourquoi, en plus de l'ensemble de l'économie²⁹, le prochain chapitre présente des statistiques pour trois secteurs : le manufacturier (SCIAN 31-33) ; les services professionnels et aux entreprises (SCIAN 54,55,56) ; et le reste de l'économie. Les modèles économétriques qui sont analysés sont quant à eux basés sur des spécifications jointes de ces trois univers économiques.

En outre, selon FRITSCH et FALCK (2003), une analyse des déterminants spatiaux de l'entrepreneuriat devrait également tenir compte du fait que ceux-ci sont susceptibles de subir l'effet du temps ou, si l'on préfère, des cycles économiques. Leurs résultats montrent cependant qu'il s'agit de la dimension à laquelle est attribuée la plus faible variation du

nombre de nouveaux établissements, alors que les variations inter-industrielle et inter-régionale sont, dans l'ordre, les plus significatives. FOTOPOULOS et SPENCE (1999) et ARMINGTON et ACS (2002) arrivent à des constats similaires. GLAESER et KERR (2009) constatent aussi le faible potentiel de l'approche chronologique. Toutefois, KANGASHARJU (2000) mesure un effet des cycles économiques sur l'entrepreneuriat, particulièrement dans le secteur manufacturier. Mais SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES (2001), dont l'analyse porte spécifiquement sur le secteur manufacturier, trouvent que la variation inter-régionale dans les taux de création d'entreprises n'est pas vraiment influencée par les différentes phases des cycles économiques. Conséquemment, et en raison de contraintes méthodologiques, cette dimension ne sera ainsi pas prise en compte dans la présente analyse.

En effet, certaines considérations méthodologiques compliquent l'utilisation de données de panel pour l'évaluation empirique du modèle. La première est la continuité des RMR et AR dans le temps. Certaines disparaissent ou sont ajoutées d'un recensement à l'autre, essentiellement sur la base de critères de seuils de population. Par exemple, parmi les RMR et AR qui se trouvent dans des régions périphériques au sens de la définition de POLÈSE et SHEARMUR (2002), il y a eu, entre les recensements de 2001 et 2006, cinq ajouts, deux retraits et une fusion, pour un gain net de deux AR. La plupart des variables explicatives utilisées dans le modèle et présentées à la section 3.4 sont tirées du recensement 2006, mais certaines mesurent des variations depuis le recensement 2001. Cela impose déjà de limiter le choix aux RMR et AR qui existent à la fois en 2001 et 2006. Ainsi, sur un total de 104 RMR et AR périphériques en 2006, cinq en sont à leur première année d'existence et ne peuvent être utilisées, le calcul des variations intercensitaires étant plutôt compliqué pour ces observations. Le nombre de RMR et AR disponibles pour l'univers 2006 passe donc à 99 observations. Constituer un panel en ajoutant le recensement 2001 impliquerait de remonter aux données du recensement de 1996 pour la construction des variations intercensitaires et entraînerait la perte de quatre AR additionnelles qui n'existent pas en 1996. Comme l'échantillon de l'univers 2006 est déjà limité à 99 observations, et considérant les références citées plus haut sur la contribution des différentes dimensions, une telle stratégie n'est pas jugée idéale. Par ailleurs, Statistique Canada modifie les limites de plusieurs AR et RMR d'un recensement à l'autre. Comme peu de données des recensements antérieurs sont

rajustées sur la base des nouvelles limites, procéder à des comparaisons devient compliqué et limite sérieusement le nombre de variables disponibles pour constituer le modèle.

Une deuxième considération est qu'en incluant l'univers 2001, la recherche d'une causalité des variables explicatives tirées du recensement demanderait une utilisation des données du produit Structure des industries canadiennes (SIC) à partir de l'édition décembre 2000, afin de débiter avec un taux de création annuel d'entreprises 2001 (décembre 2000 à décembre 2001). Or, les éditions SIC de décembre 2000, juin 2005 et décembre 2005 montrent des baisses dans le nombre d'établissements, qui sont dues à un changement dans la méthodologie de Statistique Canada pour la détection des fermetures d'entreprises. Une part significative de la variation entre 2000 et 2005 est donc susceptible de provenir d'ajustements méthodologiques, ce qui risque de nuire à la robustesse des résultats.

Enfin, une troisième considération, non liée à l'aspect panel mais touchant l'extension de l'univers 2006, est que SIC dénombre les établissements statistiques jusqu'à l'édition de décembre 2008. À partir de cette édition, les emplacements statistiques, conceptuellement différents, sont introduits comme nouvelle unité de mesure. Ceci crée un bris de série en décembre 2008.³⁰ Les comptes d'emplacements statistiques SIC présentent des avantages conceptuels intéressants mais, au moment d'écrire ces lignes, ils n'étaient disponibles que pour le calcul de deux ans de création d'entreprises (décembre 2008-décembre 2010). Il est préférable de calculer les taux de création d'entreprises sur la période la plus longue, et aussi la plus près de l'année où sont enregistrées les données pour les variables explicatives (2006), afin d'obtenir des résultats plus robustes. C'est pourquoi la présente analyse utilise des données SIC pour les mois de décembre 2005 à 2008. D'un point de vue méthodologique, ce choix représente la période continue la plus longue et la plus rapprochée pouvant être jumelée au recensement le plus récent.

3.2 Le modèle

Plusieurs variables explicatives sont susceptibles d'avoir un effet sur le taux de création d'entreprises dans une région donnée. Dans le contexte de l'analyse du syndrome du rentier

encombrant, le modèle intègre d'abord celles qui sont susceptibles de traduire l'influence prépondérante de certains types d'employeurs ou d'industries sur le marché du travail d'une région donnée. Il incorpore aussi d'autres variables ayant été identifiées dans la littérature comme les plus probables déterminants des variations spatiales dans les taux de création d'entreprise. Leur ajout permet d'augmenter le pouvoir explicatif du modèle. Si beaucoup de variables du modèle sont issues de données de coupe transversale, et donc statiques, quelques taux de variation (e.g. évolution de la population ou du chômage) illustrent plutôt des dynamiques locales. Comme l'expliquent KEEBLE et WALKER (1994), le fondement théorique derrière l'inclusion de ces taux est que ce sont les changements survenus dans le passé immédiat (le film des quelques dernières années), et non la situation présente (la photographie de la journée d'hier), qui sont le plus susceptibles d'avoir un impact sur les décisions entrepreneuriales. De plus, l'ensemble des variables explicatives incluses dans l'analyse, qu'elles soient statiques ou dynamiques, sont mesurées durant des périodes précédant celles durant lesquelles sont calculés les taux de création d'entreprises. Ce décalage accroît la confiance dans la relation causale en minimisant le danger de rétroaction simultanée entre la variable à expliquer et les variables explicatives (REYNOLDS, STOREY et WESTHEAD, 1994).

On peut représenter le modèle utilisé par l'équation suivante :

$$NE_i = \alpha + \beta[X_1] + \delta[X_2] + e_i$$

où	NE	=	taux de création nette de nouvelles entreprises
	i	=	régions
	X ₁	=	vecteur de variables liées au syndrome du rentier encombrant
	X ₂	=	vecteur de variables de contrôle
	e	=	variation stochastique

L'inclusion d'un vecteur de variables de contrôle permet de mesurer l'effet additionnel de plusieurs déterminants sur la distribution spatiale de l'entrepreneuriat. Cela sert à éviter que

des effets de X_2 sur NE soient attribués par erreur à X_1 . Jusqu'ici, peu de travaux empiriques se sont penchés spécifiquement sur les facteurs de création d'entreprises dans les régions périphériques.

3.3 Variable dépendante

GLAESER et KERR (2009) notent qu'il n'y pas vraiment de consensus établi quant à la meilleure façon de mesurer l'entrepreneuriat. Ainsi, ils font remarquer que la proportion de travailleurs autonomes surestime les petits entrepreneurs indépendants au détriment de l'entrepreneuriat à forte croissance. En donnant un poids égal à ces deux catégories, cette mesure ne pondère pas selon le risque assumé ou l'innovation générée, car les travailleurs autonomes ne comptent en général que sur leur seul capital humain (GLAESER *et al.*, 2010a). Quant à la taille moyenne des firmes, GLAESER et KERR la trouvent trop statique. L'entrepreneuriat ayant une nature plus dynamique, la taille moyenne est donc susceptible de refléter autant l'entrepreneuriat que la concurrence.

Plusieurs autres indicateurs peuvent servir à refléter le dynamisme entrepreneurial. Par exemple, DURANTON (2007) montre qu'une importante agitation (« churning ») inter-industrielle a lieu, les industries se déplaçant rapidement d'une ville à l'autre, même si au final la population des villes croît beaucoup plus lentement. Il calcule que 50 % plus d'emplois sont créés et détruits qu'il n'en faut pour accommoder la croissance de l'emploi dans les villes. Certaines études font aussi la distinction entre les différents phénomènes qui constituent l'activité entrepreneuriale, soit la création, l'expansion, la rationalisation ou encore la destruction d'entreprises (e.g. KEEBLE et WALKER, 1994). Ces phénomènes ont tous un impact sur le bouillonnement entrepreneurial, qui à son tour alimente le changement et l'adaptation.

La variable dépendante utilisée dans l'analyse est le *taux de création nette de nouvelles entreprises*. L'apparition de nouvelles firmes crée des emplois initialement, mais elle en génère aussi plus tard, lorsque les entreprises qui ont du succès prennent de l'expansion. REYNOLDS (1994) valide d'ailleurs empiriquement la relation entre création d'entreprises

manufacturières et croissance de l'emploi dans l'ensemble de l'économie. Pour BRIXY et GROTZ (2006), un taux élevé de création d'entreprises favorise le succès d'un plus grand nombre de certaines d'entre elles, alimentant ensuite la prospérité de l'économie régionale et renforçant son efficacité en stimulant la compétition. Les nouvelles firmes favoriseraient également la diversité et l'innovation, tout en permettant une plus grande adaptabilité aux changements structurels (TAMÁSY et LE HERON, 2008). Les données utilisées permettent seulement de calculer un taux de création nette d'entreprises (créations entre les années x et y moins destructions entre les années x et y). Comme l'expliquent HART et GUDGIN (1994), cette méthode a toutefois l'avantage d'illustrer le succès d'une région à conserver ses nouvelles firmes et, en ce sens, est susceptible de mieux traduire l'impact potentiel à long terme qu'exerce l'entrepreneuriat sur l'économie.^{31,32}

Dans la littérature, on calcule généralement le taux de création d'entreprises dans la région étudiée en divisant le total des entreprises créées par l'un ou l'autre de deux dénominateurs : le stock d'établissements existants (approche écologique) ou le nombre de travailleurs (approche du marché du travail). Les régions, de tailles différentes, ne peuvent en effet être comparées sur la base du nombre absolu de créations de nouvelles firmes, d'où l'utilisation d'un taux. Le choix de l'une ou l'autre approche peut mener à des conclusions bien différentes sur la distribution et la variation spatiale de l'entrepreneuriat dans un pays donné (GAYGISIZ et YEŞİM KÖKSAL, 2003).

L'approche écologique évoque une relation entre le stock d'établissements existants et le rythme de création de nouveaux établissements. L'intuition est que l'impulsion entrepreneuriale origine des entreprises déjà en activité plutôt que des travailleurs. Cette approche est exclue ici car elle a justement tendance à surestimer les taux de création d'entreprises pour les régions dominées par de grands employeurs et à les sous-estimer dans le cas où les régions comptent de nombreuses petites firmes (AUDRETSCH et FRITSCH, 1994; GAROFOLI, 1994; KEEBLE et WALKER, 1994; FOTOPOULOS et SPENCE, 1999; KANGASHARJU, 2000; ARMINGTON et ACS, 2002). De plus, GAROFOLI rappelle que les nouveaux établissements sont généralement petits tandis que le stock existant compte une certaine proportion de plus grands établissements. L'approche écologique, souligne-t-il, ne

tient aucunement compte de cette différence de taille moyenne entre les établissements récents et établis. D'ailleurs, en comparant les deux approches, AUDRETSCH et FRITSCH (1994) incluent parmi les variables explicatives de leurs modèles une mesure de la taille moyenne des établissements pour contrôler le biais présumé pour l'approche écologique. Ils trouvent que la relation entre la création d'entreprises et la taille moyenne des firmes est négative sous l'approche du marché du travail, mais positive sous l'approche écologique. Leur conclusion est que le biais de sous-estimation de l'entrepreneuriat inhérent à l'approche écologique masque l'effet positif sur les intentions entrepreneuriales que procure l'expérience de travail au sein d'une petite firme. En conséquence, cette approche ne peut être retenue ici et les taux de création d'entreprise seront donc calculés sur la base de l'approche du marché du travail.³³

L'approche du marché du travail, qui rappelle la théorie du choix entrepreneurial de EVANS et JOVANOVIC (1989), implique que toute entreprise est créée par quelqu'un qui se trouve dans le marché du travail local (AUDRETSCH et FRITSCH, 1994; KANGASHARJU, 2000). Elle cherche implicitement à déterminer l'influence de telle ou telle variable explicative sur la propension des travailleurs à devenir entrepreneurs. Elle ne nie pas la mobilité (spatiale ou sectorielle) des travailleurs/entrepreneurs, mais suppose tout de même l'acquisition d'une certaine expérience comme travailleur dans le marché local dans lequel l'individu veut entreprendre. L'approche du marché du travail reflète donc assez fidèlement le bassin local d'entrepreneurs potentiels (HART et GUDGIN, 1994; FOTOPOULOS et SPENCE, 1999; FRITSCH et FALCK, 2003; ACS et ARMINGTON, 2004). Elle est largement la plus utilisée dans la littérature empirique et, en conséquence, c'est cette méthode qui sera retenue pour standardiser les taux de création d'entreprises régionaux.³⁴

Par ailleurs, il est à noter que lorsqu'il est ici fait référence à des entreprises, il s'agit en fait d'établissements d'entreprises. La nuance est importante. Comme l'explique GUESNIER (1994), si la plupart des établissements sont indépendants, certains sont plutôt des unités d'affaires de grandes entreprises. Même si la très grande majorité des entreprises ne comptent qu'un seul établissement (ACS et ARMINGTON, 2004), selon une perspective spatiale, le calcul par établissements est plus exact que le calcul par entreprises. Par exemple, dans le cas

d'une région où une usine locale dépend d'un siège social situé à l'étranger. En conséquence, les termes « établissement » et « entreprise » ou « firme » sont généralement utilisés ici de manière interchangeable.^{35,36}

Les taux de création d'entreprises sont calculés à l'aide de données provenant du recensement de la population 2006 (population de 15 à 64 ans) et du registre des entreprises aux mois de décembre 2005 à 2008, tous deux de Statistique Canada.

3.4 Variables « syndrome du rentier encombrant »

Rappelons la description du syndrome du rentier encombrant :

Le « syndrome du rentier encombrant » renvoie aux effets de la forte dépendance d'une économie locale à l'égard d'une ou deux industries très capitalisées, dont les hauts salaires fixent les conditions sur le marché du travail.

(POLÈSE et SHEARMUR, 2002, p.197)

Le principal symptôme du syndrome du rentier encombrant est le salaire moyen très élevé qui est observé dans les régions qui en sont affectées. Le *niveau et la croissance du salaire* constituent donc de bons indicateurs de la présence des grands employeurs issus des industries fortement capitalisées dans le contexte de la périphérie. Si l'hypothèse du syndrome est correcte, la relation entre ces variables et le taux de création d'entreprises sera négative, signalant entre autres le coût d'opportunité élevé de l'entrepreneuriat en présence de hauts salaires. Une relation négative irait dans le sens des résultats de AUDRETSCH et VIVARELLI (1996), de FIGUEIREDO *et al.* (2002), de MELO *et al.* (2007) et de OTSUKA (2008). Par contre, le salaire indique aussi l'accès à des ressources financières, ce qui favorise la création d'entreprises. Certaines études concluent ainsi à un impact positif du niveau (REYNOLDS *et al.*, 1995) ou de la croissance (ACS et ARMINGTON, 2004) du revenu sur l'entrepreneuriat. REYNOLDS *et al.* (1995) trouvent une relation positive entre le *revenu per capita* et l'entrepreneuriat pour les secteurs de la vente au détail, des services aux consommateurs et de la construction, qui sont sensibles à la croissance du revenu disponible

total. ARMINGTON et ACS (2002) obtiennent des résultats très similaires. La partie de la croissance du revenu qui est supérieure à la croissance de la population est, selon ACS et ARMINGTON (2004), un indicateur à la fois de la croissance locale de la productivité et de la qualité de vie des travailleurs. La demande est susceptible d'être plus grande dans les secteurs où le niveau de revenu disponible est plus élevé. Quant à TAMÁSY et LE HERON (2008), leurs conclusions indiquent que la croissance du revenu personnel a un impact sur l'entrepreneuriat du secteur des services aux entreprises. Mais la clé ici est que la relation sera mesurée pour des régions périphériques seulement, donc l'analyse est plus susceptible d'isoler l'effet du syndrome.

Variabes : revenu d'emploi moyen en 2005 pour les personnes de 15 ans et plus travaillant à temps plein toute l'année, d'après le recensement de 2006 et variation en pourcentage du revenu d'emploi moyen de 2000 à 2005, construite à partir des données des recensements 2001 et 2006.³⁷

La description fait également référence à une concentration de l'emploi local au sein de quelques entreprises. Tel que noté précédemment, la relation négative entre la taille des firmes et la création d'entreprises est une régularité empirique largement rapportée dans la littérature. La distribution de la main-d'œuvre dans le marché du travail local sera donc mesurée par la *taille moyenne des établissements (en nombre d'employés)*. Le nombre d'employés est choisi comme mesure notamment afin de respecter l'intuition derrière l'approche du marché du travail utilisée pour le calcul de la variable dépendante.

Variable : taille moyenne des établissements, soit le nombre de personnes ayant travaillé toute l'année à temps plein (recensement 2006) divisé par le nombre d'établissements (Registre des entreprises, données au mois de décembre 2005).

Enfin, POLÈSE et SHEARMUR (2002) évoquent la composition industrielle locale particulière liée au syndrome du rentier encombrant. Plus précisément, les auteurs parlent d'industries

fortement capitalisées issues du secteur des ressources naturelles telles les alumineries, les papetières ou les minières. On peut ajouter à cette liste les établissements liés aux domaines de l'énergie ou de la forêt en général. D'abord, pour prendre en compte l'importance de ces secteurs dans l'économie locale, le modèle intégrera une variable de la *proportion de la main-d'œuvre issue des industries de ressources* (voir détails à l'appendice B). À titre indicatif, la littérature abordant le sujet des villes monoindustrielles canadiennes utilise généralement une définition où entre 20 % et 35 % de la main-d'œuvre est associée aux industries de ressources (CLEMENSON, 1992 ; O'HAGAN et CECIL, 2007). Ensuite, la *spécialisation industrielle régionale* est mesurée à l'aide d'un indice de type Herfindahl-Hirschmann (GAROFOLI, 1994; FOTOPOULOS et SPENCE, 1999; MELO *et al.*, 2007; GLAESER *et al.*, 2010b). FOTOPOULOS et SPENCE rappellent certains arguments de la littérature en faveur de la diversification économique, qui influencerait positivement l'entrepreneuriat : (1) une plus grande diversité d'aptitudes et d'expériences chez la main-d'œuvre, (2) une police d'assurance contre les contrecoups spécifiques à une industrie et, (3), si petite soit-elle, une capacité à profiter de toutes les opportunités de développement liées aux différents secteurs de l'économie.³⁸ Cette hypothèse est validée empiriquement par REYNOLDS *et al.* (1995), qui notent que la diversification économique stimule la création d'entreprises, même dans les plus petites régions. MELO *et al.* (2007) obtiennent aussi que la diversification promeut la création d'entreprises, alors que la spécialisation industrielle nuit, et ce pour toutes les industries à l'exception du secteur primaire.³⁹ L'indice de spécialisation industrielle est calculé de la façon suivante :

$$SPEC = \frac{1}{2} \sum_i \left| \frac{E_{ir}}{E_r} - \frac{E_{in}}{E_n} \right|$$

où E_{ir} correspond au nombre d'emplois dans l'industrie i et la région r à un moment précis dans le temps, E_{in} correspond au nombre d'emplois dans l'industrie i à l'échelle nationale et E_r et E_n réfèrent à l'emploi total à l'échelle régionale et nationale, respectivement. L'indice s'étend sur une échelle de 0 à 1, où 1 correspond à une situation où seule une industrie est présente dans la région et 0 équivaut à une structure industrielle reproduisant exactement la

structure nationale. FOTOPOULOS et SPENCE (1999) indiquent que les résultats du calcul de l'indice sont tributaires de deux éléments. D'abord, plus l'agrégation industrielle utilisée est grande, plus la probabilité de conclure à une forte spécialisation augmente. Par contre, l'effet inverse se produit avec l'agrégation spatiale. Les 10 industries ou groupes d'activités économiques considérés sont les suivants : agriculture et autres industries relatives aux ressources ; construction ; fabrication ; commerce de gros ; commerce de détail ; finance et service immobilier ; soins de santé et services sociaux ; services d'enseignement ; services de commerce ; autres services.

Variables : proportion de la main-d'œuvre issue des industries de ressources et spécialisation industrielle régionale selon les données du recensement de 2006.

3.5 Autres variables explicatives

D'autres variables de contrôle sont ajoutées au modèle pour minimiser les biais de spécification. En effet, la recherche empirique menée dans plusieurs pays révèle qu'un certain nombre de déterminants régionaux influencent de façon importante la création d'entreprises. On les divise généralement en deux catégories : les variables de la demande et les variables de l'offre (KEEBLE et WALKER, 1994; GRILO et THURIK, 2004; TAMÁSY et LE HERON, 2008). Le premier groupe comprend les opportunités entrepreneuriales, qui influencent le niveau et la composition de l'ensemble des biens et services échangés sur les marchés. Quant au deuxième ensemble, il réfère aux capacités entrepreneuriales, soit les ressources internes (caractéristiques personnelles) et externes (environnement local) qui sont à la disposition des entrepreneurs potentiels. La section qui suit décrit les variables de contrôle utilisées dans le modèle, soit celles ayant été identifiées dans la littérature comme les plus probables déterminants des variations spatiales dans les taux de création d'entreprises.

Les entrepreneurs potentiels sont influencés dans leur décision de se lancer en affaires par le contexte économique local. La littérature suggère ainsi que les petites et les nouvelles

entreprises dépendent de marchés géographiques restreints (KEEBLE et WALKER, 1994; KANGASHARJU, 2000). Elles sont donc plus sensibles aux changements de la *demande locale* pour les biens et les services. Plusieurs travaux trouvent que la croissance récente de la population, considérée comme un indicateur de la croissance de la demande, a une forte corrélation positive avec la création d'entreprises (KEEBLE et WALKER; REYNOLDS, 1994; DAVIDSSON *et al.*, 1994; REYNOLDS *et al.*, 1995; ARMINGTON et ACS, 2002; ACS et ARMINGTON, 2004; TAMÁSY et LE HERON, 2008). BRIXY et GROTZ (2006) précisent que ce sont les nouvelles entreprises du secteur des services, qui comptent pour une grande proportion des firmes créées, qui sont le plus susceptibles de dépendre des marchés locaux. Les résultats de DAVIDSSON *et al.*, où l'effet positif de la croissance de la population se limite aux entreprises non manufacturières, vont dans un sens similaire. GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003) et ACS et ARMINGTON (2004) enregistrent pour leur part un effet positif de la variable dans le secteur manufacturier, tout comme TAMÁSY et LE HERON (2008), qui obtiennent une relation significative pour tous les secteurs, ainsi que pour le secteur manufacturier et celui des services aux entreprises.⁴⁰

Variable : variation en pourcentage de la population totale entre les recensements de 2001 et de 2006.

FRITSCH et FALCK (2003) évoquent le « régime technologique » pour mettre en relation l'*innovation* qui a cours au sein d'une industrie avec la taille des entreprises. Dans un régime de type routinier, les grandes firmes, fortement capitalisées, détiennent l'avantage innovant. Les barrières à l'entrée sont significatives. Le régime de type entrepreneurial innove plutôt par le biais des petites firmes, favorisant l'arrivée de nouveaux joueurs. De manière générale une intensité plus faible en capital et des coûts de main-d'œuvre bas faciliteront la création de petites firmes. Toutefois, dans une industrie faiblement capitalisée commandant des salaires élevés, l'asymétrie d'information conduit les patrons à sous-évaluer la valeur de leurs employés. Ceux-ci sont donc incités à l'entrepreneuriat afin de bénéficier de la pleine valeur de leurs habiletés. L'indicateur utilisé par FRITSCH et FALCK pour illustrer la présence d'un régime entrepreneurial (tenant notamment compte des employés dédiés à la R&D) indique

que celui-ci a un fort impact positif sur la création d'entreprises, particulièrement dans le secteur manufacturier.

Variable : proportion de la population active expérimentée totale de 15 ans et plus dont la profession est associée au groupe des sciences naturelles et appliquées et professions apparentées, au recensement 2006.

Un autre aspect important dans la détermination des taux de création d'entreprises est la présence d'*effets d'agglomération*. Mesurés le plus souvent par la densité de population, ils influencent eux aussi positivement la création de nouvelles firmes (REYNOLDS, 1991; REYNOLDS, STOREY et WESTHEAD, 1994; FOTOPOULOS et SPENCE, 1999; FIGUEIREDO *et al.*, 2002; FRITSCH et FALCK, 2003; GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL, 2003; ACS et ARMINGTON, 2004; BRIXY et GROTZ, 2006; MELO *et al.*, 2007; GAO et SHI, 2008).⁴¹ ROSENTHAL et STRANGE (2003) et GLAESER et KERR (2009), notamment, confirment aussi l'influence positive des effets d'agglomération à l'aide de différentes variables. Ceci est conforme aux travaux de MARSHALL (1890), pour qui le haut niveau de concentration de l'activité économique sur le territoire est attribuable aux économies d'échelle externes dans la production. Celles-ci sont réalisées non pas au niveau de l'établissement, mais bien d'entités géographiques, comme une région par exemple. C'est pourquoi on les appelle les économies d'agglomération. Les grandes agglomérations urbaines bénéficient en effet de trois avantages : (1) un bassin concentré de main-d'œuvre spécialisée, (2) une plus grande variété (et à moindre coût) d'intrants spécialisés non échangeables et (3) des retombées technologiques et informationnelles importantes. Si, dans le cas marshallien, les économies d'agglomération sont technologiques et liées à une industrie, elles peuvent aussi être de nature plus générale. Ainsi, KRUGMAN (1991a, 1991b) observe que la quête d'économies d'échelle internes pousse les firmes à limiter le nombre de leurs lieux de production.⁴² Ces lieux ont tendance à être près de grands marchés, qui eux doivent par ailleurs leur taille à la concentration de plusieurs autres firmes ayant fait un choix similaire. Un cercle vertueux s'installe donc, renforcé de plus par le désir de vivre et produire dans cet endroit central où les nombreux biens fabriqués coûtent moins cher.^{43,44}

GAROFOLI (1994) rappelle toutefois que des économies d'agglomération sont possibles en l'absence d'urbanisation lorsqu'il y a une présence étendue de petites firmes et une forte spécialisation productive, ce qui favorise la diffusion de l'information et une « croissance d'éclosion ». À cet effet, il est intéressant de noter que c'est dans les régions les moins peuplées que DAVIDSSON *et al.* (1994) et REYNOLDS (1994) observent les plus hauts taux de création d'entreprises manufacturières, mais pas ceux pour les entreprises de services professionnels, qui sont concentrés dans les régions métropolitaines. À l'opposé, AUDRETSCH et FRITSCH (1994), KEEBLE et WALKER (1994) et GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003) trouvent que la densité de population a un impact positif sur l'entrepreneuriat manufacturier. FOTOPOULOS et SPENCE (1999) utilisent la valeur ajoutée *per capita* et OTSUKA (2008), le quotient de localisation et la densité d'établissements pour valider l'impact des non-convexités de production. Les deux trouvent une relation positive entre leurs variables et la création de nouvelles entreprises manufacturières. Les résultats de KEEBLE et WALKER montrent que, si les taux de création sont élevés dans les grandes agglomérations, les taux de destruction le sont aussi. On y enregistre donc une faible croissance nette. De plus, l'analyse de BRIXY et GROTZ (2006) démontre que les effets d'agglomération ont un impact négatif sur les taux de survie sur trois ans des entreprises. Bien que les grandes régions urbaines soient exclues de la présente analyse, l'impact de l'effet d'agglomération sur l'entrepreneuriat en périphérie est examiné.

Variable : densité de population au kilomètre carré, recensement 2006.

L'âge a potentiellement un effet à double-sens sur l'entrepreneuriat (WAGNER, 2004). D'une part, cette variable est généralement corrélée avec le niveau de richesse, ce qui laisse supposer une influence positive sur la création d'entreprises. D'autre part, la décision de se lancer en affaires implique souvent des coûts fixes élevés qui ne peuvent être rentabilisés qu'après une certaine période, ce qui réduirait l'attractivité de l'option entrepreneuriale passé un certain âge, et donc entraînerait une relation négative. De nombreuses études ont confirmé que les entrepreneurs ont tendance à être concentrés dans la tranche d'âge des 25 à 45 ans

(voir DAVIDSSON *et al.*, 1994; GRILO et THURIK, 2004). DAVIDSSON *et al.* s'interrogent pourtant sur l'absence d'un effet de la structure d'âge sur le taux de création d'entreprises suite à leur analyse. Ils concluent qu'une relation positive aurait été observée si le taux en question avait été calculé sur l'ensemble de la population plutôt que pour la population âgée de 16 à 64 ans seulement. REYNOLDS (1994) utilise quant à lui différentes variables combinant la structure d'âge et d'emploi de la population, sous l'hypothèse que les zones urbaines sont populaires auprès des jeunes adultes plus éduqués. REYNOLDS *et al.* (1995) trouvent que la présence d'adultes éduqués et expérimentés contribue significativement à la création d'entreprises. Les résultats de GLAESER et KERR (2009) pour le secteur manufacturier sont à l'effet contraire et montrent que l'entrepreneuriat est plus élevé dans les villes comptant une plus grande proportion de travailleurs jeunes (20 à 40 ans).

Variable : proportion de personnes âgées de 25 à 44 ans d'après le recensement 2006.

Selon plusieurs études, l'éducation joue un rôle de premier plan dans le processus de création d'entreprises. Une population plus éduquée alimente le stock et les flux d'information dans la communauté, ce qui favorise l'émergence de l'innovation. L'éducation encourage aussi le développement de la curiosité et de la rationalité, qui permettent une utilisation optimale de l'information. Plusieurs travaux indiquent une relation positive entre le taux de création de nouvelles firmes et la proportion de diplômés dans la population, qu'ils soient de niveau secondaire (NAUDÉ *et al.*, 2008) ou bacheliers universitaires (GUESNIER, 1994; DAVIDSSON *et al.*, 1994; SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES, 2001; ARMINGTON et ACS, 2002; BRIXY et GROTZ, 2006; GAO et SHI, 2008). Cette relation aurait toutefois un effet plus déterminant dans le secteur des services, plus intensif en main-d'œuvre (DAVIDSSON *et al.*, 1994; ACS et ARMINGTON, 2004). Simultanément, ACS et ARMINGTON trouvent que la proportion de décrocheurs au secondaire a un effet positif sur le taux de création d'entreprises du secteur des services. Un tel résultat traduirait l'importance, dans ce secteur, de pouvoir compter non seulement sur une population éduquée pour créer les entreprises, mais également sur une main-d'œuvre abordable. Quant au secteur manufacturier, les résultats de

SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES indiquent un effet positif, mais ceux de Reynolds (cité par ARMINGTON et ACS, 2002, p.42), une relation négative.

Variable : proportion de la population de 15 ans et plus avec certificat, diplôme ou grade universitaire de niveau égal ou supérieur au baccalauréat, recensement 2006.

Le *chômage* a quant à lui un effet qui est plus compliqué à mesurer. Car, si le chômage élevé est généralement synonyme d'une faible croissance économique et donc d'une faible demande, il représente néanmoins une opportunité pour de nouveaux employeurs qui sont à la recherche de travailleurs, de même qu'un incitatif à créer son propre emploi si on a une faible mobilité.⁴⁵ Son effet change donc en fonction des particularités de l'analyse. STOREY (1991) rapporte d'ailleurs cette ambiguïté, qui est illustrée dans la recherche par des résultats différents selon le type de données utilisées. Ainsi, lorsque les analyses utilisent des séries chronologiques, on trouve une relation positive, *ceteris paribus*, entre le chômage et la création d'entreprises, alors que les études transversales (regroupées ou non) indiquent plutôt une relation négative entre ces variables. DAVIDSSON *et al.* (1994) identifient une relation du chômage sur la création d'entreprises qui est positive si on utilise un niveau moyen sur cinq ans, indicateur de disponibilités entrepreneuriales, mais négative si on considère plutôt la croissance récente, qui révèle de mauvaises conditions économiques.⁴⁶ Pour tous les secteurs industriels, BRIXY et GROTZ (2006) obtiennent un impact négatif de la variation récente du chômage sur l'entrepreneuriat. Certaines études obtiennent un impact négatif du niveau (GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL, 2003; OTSUKA, 2008) ou de la variation (KEEBLE et WALKER, 1994; REYNOLDS, 1994; SUTARIA et HICKS, 2004) du chômage sur l'entrepreneuriat dans le secteur manufacturier, alors que d'autres y associent un effet positif pour le secteur des services professionnels, financiers et aux entreprises (KEEBLE et WALKER, 1994; OTSUKA, 2008).

DAVIDSSON *et al.* et REYNOLDS (1994) trouvent aussi que le chômage est plus susceptible d'avoir un impact positif sur l'entrepreneuriat des régions métropolitaines. BRIXY et GROTZ

(2006) obtiennent que le taux de chômage n'a pas d'impact sur le taux de création d'entreprises, mais influence négativement le taux de survie sur trois ans. De manière générale, GAROFOLI (1994), REYNOLDS *et al.* (1995) et FRITSCH et FALCK (2003) concluent que le chômage influence négativement l'entrepreneuriat, mais sont contredits par KANGASHARJU (2000), SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES (2001), ARMINGTON et ACS (2002) et GAO et SHI (2008).⁴⁷ AUDRETSCH et VIVARELLI (1996), qui mesurent l'impact des mises à pied *per capita* liées aux fermetures et rationalisations, obtiennent un effet positif, quoique quelque peu ambigu. ACS et ARMINGTON (2004) trouvent une relation négative en période de croissance et positive en période de récession pour ce qui est du secteur des services. La recherche empirique effectuée à l'aide de taux d'entrée calculés sur le nombre d'entreprises ou d'établissements régionaux indique un impact positif du chômage, alors que cet impact est négatif si on utilise un taux en fonction du bassin de travailleurs (GEBREMARIAM *et al.*, 2006). ACS et ARMINGTON (2004) notent un impact des cycles économiques sur la relation entre le chômage et l'entrepreneuriat.

Variables : le taux de chômage, ainsi que son évolution sur cinq ans, est calculé à partir des recensements effectués en 2001 et 2006.

L'*accès au capital* est également un élément important du processus de création d'entreprise. Les projets d'affaires ne sauraient en effet être réalisés sans mise de fonds ou financement. La valeur des logements permet d'évaluer la richesse des ménages et l'accès au capital. KEEBLE et WALKER (1994) mesurent la disponibilité des ressources financières personnelles par le prix de vente moyen des maisons, qui affiche une relation positive avec le taux de création de nouvelles firmes, plus particulièrement dans le secteur des services professionnels, financiers et aux entreprises.⁴⁸ REYNOLDS (1994) utilise la valeur médiane des propriétés, de même que la proportion de propriétaires, pour conclure à une relation positive avec l'entrepreneuriat dans les régions plus rurales et traditionnelles, et ce plus particulièrement pour les entreprises du secteur manufacturier. ARMINGTON et ACS (2002) obtiennent un effet positif de la proportion de propriétaires sur le taux de création d'entreprises. FOTOPOULOS ET SPENCE (1999) et SUTARIA et HICKS (2004) trouvent que l'épargne *per capita* a un impact positif sur

la création d'entreprises manufacturières, tandis que les résultats de GAO et SHI (2008) généralisent cette conclusion à l'ensemble des industries. NAUDÉ *et al.* (2008) concluent à un effet bénéfique de la concentration et de la proximité de ressources financière formelles (le nombre de succursales bancaires) sur le taux d'entrepreneuriat.

Variables : proportion possédée du nombre total de logements privés occupés par des résidents habituels et valeur moyenne des logements possédés, recensement 2006.

Enfin, on remarque un ensemble de particularités (mesures d'aide, taxes, coûts de l'énergie, loi et règlements, politiques, etc.) qui sont propres à certaines juridictions provinciales. Les *effets provinciaux* sont susceptibles de faire varier les taux de création d'entreprises entre des régions de provinces différentes qui autrement présenteraient un profil similaire. Plus spécifiquement, l'influence de certains organismes ou mesures de développement économique dans des régions ciblées (HART et GUDGIN, 1994; DAVIDSSON *et al.*, 1994; KEEBLE et WALKER, 1994) et l'établissement de zones économiques spéciales (HART et GUDGIN, 1994) sont susceptibles d'avoir un impact positif sur la création d'entreprises au plan local. DAVIDSSON *et al.* (1994) concluent aussi que le support au développement régional (support au démarrage dans des régions ciblées, support pour les coûts de transport, contributions réduites à l'assurance sociale) est susceptible d'avoir un impact positif sur l'entrepreneuriat manufacturier.⁴⁹ Les dépenses publiques, prises dans leur définition la plus large, représentent à la fois un facteur de stimulation économique (achats du gouvernement, attractivité et croissance) et des coûts supplémentaires (taxes locales élevées) pour l'entrepreneur (REYNOLDS, 1994; KANGASHARJU, 2000; SUTARIA et HICKS, 2004). KANGASHARJU trouve que les dépenses d'opérations des gouvernements locaux ont un effet négatif sur la création d'entreprises dans l'ensemble de l'économie. Pour REYNOLDS, qui trouve de faibles indices d'une relation positive entre dépenses locales et ajout de firmes manufacturières, les améliorations aux infrastructures locales améliorent possiblement la santé économique générale d'une région. FOTOPOULOS et SPENCE (1999) déterminent que la relation positive est beaucoup plus forte entre les dépenses d'infrastructures locales et la création d'entreprises manufacturières. Les résultats de GAYGISIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003)

viennent appuyer cette conclusion, mais de façon moins catégorique. Quant à MELO *et al.* (2007), ils n'observent pas d'effets significatifs de la proximité d'infrastructures routières et ferroviaires sur la création d'entreprises. Toutefois, l'indice d'accessibilité d'OTSUKA (2008) enregistre une influence significativement positive. L'influence gouvernementale sur l'entrepreneuriat peut aussi s'exercer sur d'autres plans, notamment légal ou réglementaire.⁵⁰

Variables : les effets provinciaux sont évalués à l'aide de variables binaires.

L'appendice C présente un résumé des variables utilisées. Un tableau y indique, pour chaque variable, une brève définition, la source, la moyenne, l'écart-type, la médiane, le minimum, le maximum et, pour chaque variable indépendante, la relation théoriquement anticipée avec le taux de création d'entreprises. Le chapitre suivant présente des résultats plus détaillés, incluant des analyses économétriques de variantes du modèle.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

4.1 Statistiques descriptives sommaires

Les tableaux des appendices D à I présentent des statistiques sommaires sur les différentes variables utilisées pour l'analyse empirique du syndrome du rentier encombrant. L'appendice D renferme un aperçu des statistiques sur le stock d'établissements pour l'ensemble de l'économie et les trois agrégats économiques retenus pour l'analyse économétrique : secteur manufacturier, services professionnels et aux entreprises, reste de l'économie commerciale. Les appendices E à I contiennent chacun un tableau avec un groupe de RMR et AR se situant en tête et en queue de peloton pour chacune des cinq variables censées illustrer dans les modèles le syndrome du rentier encombrant : le niveau et la variation du revenu d'emploi moyen, la taille moyenne des établissements, la proportion de la main-d'œuvre issue des industries de ressources et la spécialisation industrielle. Les cinq tableaux présentent une comparaison avec les taux de création nette d'entreprises.

En examinant les données du tableau de l'appendice D, on constate que le stock d'établissements dans l'ensemble de l'économie commerciale s'est accru de 4 472 établissements de décembre 2005 à décembre 2008, pour une croissance annuelle moyenne de près de 1 %. La situation a toutefois été variable selon les secteurs d'activité économique. Ainsi, alors que les services professionnels et aux entreprises et le reste de l'économie enregistraient généralement de la croissance d'une année à l'autre et voyaient leurs stocks d'établissements respectifs progresser sur trois ans, le secteur manufacturier connaissait une

baisse de plus de 4 % de 2005 à 2008, reflétant des changements structurels ayant cours depuis un certain temps déjà au sein de l'économie canadienne.

L'appendice E présente les données pour la variable niveau du revenu d'emploi moyen. À l'examen du tableau, on constate que certaines régions à revenu élevé affichent effectivement un faible taux de création d'entreprises. Toutefois, ce constat n'est pas généralisé à l'ensemble des dix régions en question. De plus, pour les cinq régions où le revenu est le plus faible, les taux de création sont relativement peu élevés. Un tel « effet de bout » pourrait s'expliquer par le fait que la variable revenu influe à la fois sur l'incitation entrepreneuriale et l'accès au capital, lesquels devraient respectivement décroître et s'accroître avec l'augmentation du revenu. Si cet effet est réel, il pourrait compliquer l'identification de l'impact précis de la variable revenu sur l'entrepreneuriat.

Une analyse sous l'angle de la variable variation du revenu d'emploi moyen, présentée à l'appendice F, ne permet pas non plus de clairement mettre en évidence une relation négative entre cet élément et le taux de création nette d'entreprises dans les différents agrégats économiques. Les régions-agrégats industriels plus ou moins entrepreneuriales semblent être éparpillées entre les dix régions au revenu le plus fortement en progression de 2000 à 2005 et les dix régions où la contraction a été la plus sévère durant la même période. Il est possible que la croissance du revenu traduise ici les à la fois l'impact négatif sur l'entrepreneuriat des entreprises à salaire élevé d'une part, et d'autre part l'impact positif d'une certaine effervescence économique locale.

Le tableau de l'appendice G donne le portrait pour la variable taille moyenne des établissements, mesurée en fonction du nombre d'employés ayant travaillé toute l'année à temps plein. Quelques régions-agrégats industriels parmi les dix régions où la taille des entreprises est la plus grande se classent moins bien au plan entrepreneurial. Toutefois, ce qui surprend est le nombre beaucoup plus élevé de régions-agrégats très faiblement entrepreneuriales au sein des dix régions où les entreprises sont les plus petites. Cela est intrigant compte tenu des aspects théoriques et des travaux empiriques sur l'effet de la taille des entreprises présentés au chapitre I. L'exclusion des très petites entreprises dans le calcul

des entrées et sorties et de la taille moyenne des établissements (voir chapitre II) influence peut-être les résultats.

Le portrait est différent pour les régions figurant aux tableaux des appendices H et I. L'appendice H indique le classement des régions en fonction de la part de main-d'œuvre dans les industries de ressources. On constate que là où on dépend le plus des ressources, il y a plusieurs moins bons taux de création nette d'entreprises. Par ailleurs, les régions où le marché du travail est le moins dépendant de ce type d'industries semblent faire meilleure figure au plan entrepreneurial. L'effet négatif de la rente générée par les ressources naturelles qui est perçu ici va dans le sens de l'hypothèse du syndrome du rentier encombrant.

L'appendice I donne le classement des régions en fonction de leur spécialisation industrielle régionale, mesurée par un indice de type Herfindalh-Hirschmann. Rappelons qu'un indice de 1 correspond à une situation où seule une industrie est présente dans la région et 0 équivaut à une structure industrielle reproduisant exactement la structure nationale. Comme dans le cas de la variable ressource, la variable de spécialisation semble être en relation avec l'entrepreneuriat. Les endroits les plus spécialisés obtiennent de faibles résultats au classement en termes de taux de création nette d'entreprises, alors que les endroits moins spécialisés ont de meilleurs résultats entrepreneuriaux. Cela est encore une fois conforme à l'hypothèse principale.

Dans l'ensemble, les données présentées aux appendices E à I donnent l'impression que le phénomène lié au syndrome du rentier encombrant se situe moins aux plans du marché du travail (niveau et croissance du revenu moyen) et de la concentration de l'emploi (taille moyenne), qu'à celui de la composition industrielle locale (part de l'emploi dans les ressources, indice de spécialisation). Par contre, ce type d'exercice statistique descriptif ne peut rendre compte de la diversité des facteurs susceptibles d'influer simultanément sur les taux de création d'entreprise. Les sections qui suivent, et plus spécifiquement les estimations économétriques de la section 4.3, visent à pousser un peu plus loin l'analyse.

4.2 Corrélations simples

L'appendice J présente la matrice des coefficients de corrélation de Pearson pour les différents taux de création d'entreprises ainsi que les variables indépendantes considérées, à l'exception des variables binaires. Elle révèle que plusieurs relations attendues sont à première vue présentes dans la base de données. On note deux exceptions notables pour les variables liées au syndrome du rentier encombrant, soit la variation du revenu moyen d'emploi (*vrev*) et la taille moyenne des entreprises (*tmoy*), qui affichent une relation positive avec les variables de taux de création d'entreprises. Par ailleurs, la corrélation élevée entre le taux de création d'entreprises pour l'ensemble de l'économie (*tcnt*) et les taux pour les trois agrégats industriels (*tcnm*, *tcns*, *tcnt*) reflète peut-être leurs parts relatives respectives (5 %, 17 %, 78 %) dans l'ensemble de l'économie, tel qu'indiqué à l'appendice D.

4.3 Analyse économétrique

Les 99 observations qui répondent à la définition de POLÈSE et SHEARMUR (2002) représentent ce que l'on peut appeler un petit échantillon. Pour améliorer la précision de l'inférence, la présente section propose une estimation jointe des trois agrégats industriels (manufacturier, services professionnels et aux entreprises, reste de l'économie) décrits aux sections précédentes. Cette méthode d'estimation, qui impose des coefficients identiques aux trois spécifications, permet de faire passer l'échantillon à 297 observations. Des effets fixes d'agrégat industriel sont ajoutés aux variables de contrôle dans le but de capturer les différences entre les agrégats industriels qui sont communes à toutes les régions.

Par ailleurs, une variable est ajoutée aux modèles en croisant deux variables explicatives déjà présentées au chapitre III. Pour chaque observation, le taux de chômage est multiplié par la proportion possédée du nombre total de logements privés occupés par des résidents habituels. La variable croisée ainsi créée permet d'évaluer si le taux de création nette d'entreprises est plus élevé dans les régions touchées de manière adverse et où les gens sont moins mobiles.

Une transformation des variables s'impose afin de procéder aux régressions. L'adoption d'une spécification en log pour la plupart des variables vise, d'une part, à éviter les

problèmes liés aux échelles de mesure qui sont différentes d'une variable à l'autre et, d'autre part, à rendre plus facile l'interprétation des coefficients, qui deviennent des élasticités. Par exemple, les variables de taux de création nette d'entreprises sont transformées comme suit :

$$tcne = \frac{1}{3} \ln \left(\frac{e_{2008}}{e_{2005}} \right)$$

où	tcne	=	taux de création nette de nouvelles entreprises
	e_{2005}	=	nombre de firmes en décembre 2005 (Registre entreprises)
	e_{2008}	=	nombre de firmes en décembre 2008 (Registre entreprises)

Ce résultat est dérivé à l'appendice K. L'appendice contient également un tableau synthèse des transformations apportées aux variables explicatives du modèle.

Le choix du modèle soulève le problème de l'endogénéité, qui peut compliquer l'interprétation des résultats. En effet, l'identification d'une corrélation entre des variables suite à la régression ne permet pas toujours d'établir le sens de la causalité avec certitude. Ainsi, certaines variables explicatives pourraient en fait être influencées par les taux de création nette d'entreprises, et non le contraire. GLAESER et KERR (2009) font allusion à deux exemples de variables explicatives, applicables au présent modèle, où le sens de la causalité avec la création d'entreprises n'est pas assurément clair. Un premier exemple est celui de la variable taille moyenne des établissements, où il est possible que ce soit plutôt l'entrepreneuriat qui conduise à la présence d'un grand nombre de firmes de petite taille. Un autre cas est la variable mesurant l'innovation, des firmes innovantes déjà établies étant susceptibles de s'installer près de firmes en démarrage afin de bénéficier de nouvelles retombées informationnelles. En outre, la détermination simultanée de la variable dépendante et de variables explicatives par des variables importantes qui sont omises dans le modèle ou inobservables est aussi susceptible de causer de l'endogénéité. Il s'agit d'ailleurs d'une hypothèse évoquée par GLAESER *et al.* (2010b) pour expliquer la corrélation entre l'entrepreneuriat et la taille moyenne des établissements. Il faut donc considérer les résultats de la présente section et de la section suivante comme des corrélations partielles qui, à défaut

d'une causalité, indiquent à tout le moins une relation entre des variables explicatives et les taux de création nette d'entreprise.⁵¹

L'appendice L donne les résultats des régressions par la méthode des moindres carrés ordinaire obtenus à l'aide du logiciel EViews. L'estimation jointe comprend les trois spécifications (manufacturier, services, autres) des taux de création nette d'entreprises dans les régions périphériques du Canada pour la période 2006-2008. Le premier tableau présente les résultats du modèle à 22 variables, soit les 14 variables explicatives et les effets provinciaux regroupés par régions (tel qu'expliqué à l'appendice K) qui sont introduits à la section 3.5, les effets fixes d'agrégat industriel (efm, efs), ainsi que la variable croisée chômage-propriétaires. Le test F global suggère que la régression est statistiquement significative et le coefficient de détermination ajusté, qu'elle explique près du quart de la variation dans les taux de création nette d'entreprises.

Parmi les variables censées illustrer le syndrome du rentier encombrant, seul le coefficient de la variable (ress) affiche un coefficient négatif dont le test t de nullité est statistiquement significatif à un niveau d'au moins 10 %. Par ailleurs, un test p de la nullité des cinq coefficients liés au syndrome du rentier encombrant rejette l'hypothèse nulle. Il y a donc un parallèle à faire ici avec les observations de la section 4.1 sur l'importance des variables liées à la composition industrielle locale. Toutefois, le mécanisme demeure incertain. Tel qu'évoqué précédemment, il y assurément de la simultanéité dans le modèle. Du côté des variables de contrôle, la variation de la population (vpop) semble influencer très positivement sur le taux de création nette d'entreprises, ce qui indique que la demande locale joue peut-être un rôle important dans la stimulation de l'entrepreneuriat en périphérie. La variable valeur des logements (vlog) affiche quant à elle un coefficient négatif et statistiquement significatif, un résultat somme toute difficile à interpréter.

Puisqu'un test p de nullité sur les coefficients (nrev), (tmoy), (rd), (ncho), (prop) et (nchoxprop) donne une valeur p de 0,75, un nouveau modèle est spécifié en enlevant ces six variables du modèle précédent. Cela permet d'augmenter la puissance des tests. Les résultats de cette nouvelle régression sont présentés au deuxième tableau de l'appendice L. Le test F

global suggère à nouveau que la régression est statistiquement significative et le coefficient de détermination ajusté indique toujours qu'elle explique environ le quart de la variation dans les taux de création nette d'entreprises. Dans ce modèle à 16 variables, le coefficient de la variable (ress) est à nouveau négatif et statistiquement significatif. Le test de nullité des trois coefficients liés au syndrome du rentier encombrant qui restent, soit (vrev), (ress) et (spec) donne une valeur p de 0,017. On rejette donc fortement l'hypothèse selon laquelle les coefficients sont conjointement non significatifs. Notons que le coefficient de (vrev) est positif, impliquant de la simultanéité. Le coefficient de (ress) est toutefois négatif et très significatif. Le seul fait que le coefficient de (vrev) soit positif mais non significatif alors qu'on sait qu'il y a simultanéité implique que son effet sur la création nette d'entreprises est négatif. Il s'agit d'un élément de plus allant dans le sens de l'hypothèse du syndrome du rentier encombrant. Parmi les autres variables explicatives, les coefficients positif de (vpop) et négatif de (vlog) sont toujours fortement significatifs. De plus, les coefficients négatif de (age) et positif de (univ) sont cette fois-ci eux aussi statistiquement significatifs, à un niveau de 5 %, indiquant une relation entre l'entrepreneuriat et des personnes plus âgées (ou très jeunes) et plus scolarisées.

En résumé, ces résultats indiquent que, parmi les variables liées au syndrome du rentier encombrant, la variable (ress) est le canal le plus fort. Une étape ultérieure afin de poursuivre le travail amorcé ici sera d'analyser l'hypothèse principale du syndrome sur d'autres dimensions du phénomène entrepreneurial. Ainsi, il pourrait être intéressant de traduire l'entrepreneuriat sur la base du niveau d'entreprises, qui pourrait être un meilleur indicateur d'un phénomène entrepreneurial de plus long terme, la création nette d'entreprises durant une période de trois ans ayant à ce chapitre un pouvoir explicatif restreint. L'amélioration de la précision de l'analyse repose aussi sur l'accès à des bases de données plus précises. D'une part, celles-ci permettront d'inclure les très petites entreprises dans l'analyse, ce qui revêt une certaine importance puisque c'est souvent par le seul entrepreneur que tout démarre. D'autre part, la complexité du phénomène entrepreneurial commande de mieux distinguer ses différentes facettes, comme les entrées, les sorties et l'agitation (« churning »), plutôt que la seule somme nette des entrées et sorties. La construction d'un panel est également souhaitable, ne serait-ce que parce qu'un tel outil accroît la précision de l'inférence.

CONCLUSION

Les autorités dans plusieurs pays ont largement misé sur l'entrepreneuriat pour gommer les disparités dans le développement économique régional. Comme le soulignent GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003), l'identification des caractéristiques régionales qui influencent les taux de création d'entreprises permet de développer des mesures réalistes et efficaces en réponse au défi du développement inégal. GUESNIER (1994) dresse d'ailleurs un constat sans appel des initiatives entreprises en l'absence d'information sur les principaux déterminants de l'entrepreneuriat. Jusqu'à un certain point, avance-t-il, les décideurs n'étaient pas vraiment responsables de leur réussite ou de leur échec, dans la mesure où une connaissance suffisante des processus critiques n'existait pas. En effet, la dynamique de l'entrepreneuriat est influencée par le contexte géographique, sectoriel et conjoncturel dans lequel opèrent les établissements. Elle se modifie au gré de la création, de l'expansion, de la contraction ou de la destruction d'entreprises. On mesure l'importance relative de ces phénomènes notamment par des taux de création et de destruction (brute ou nette) et de roulement des entreprises.

Parallèlement aux caractéristiques liées à la réalité géographique, les aspects liés à l'individu jouent aussi un grand rôle dans le processus entrepreneurial. REYNOLDS *et al.* (1994) relèvent ainsi que ce sont des gens, et pas des facteurs régionaux, qui démarrent les nouvelles entreprises. Si cette affirmation est pleine de sens, notons toutefois que plusieurs travaux montrent que le contexte local est déterminant pour la survie des projets d'affaires. Il est également le terreau dans lequel germe l'idée entrepreneuriale. Somme toute, on pourrait dire que ces deux dimensions, la géographique et l'individuelle, sont intimement liées. C'est pourquoi la présente analyse, qui considère les déterminants régionaux, garde sa pertinence dans la quête de démystification du phénomène entrepreneurial.

Parmi ces déterminants régionaux, une des opinions les plus régulièrement formulées dans la littérature est à l'effet qu'un plus grand nombre d'établissements de petite taille est de nature

à favoriser la création de nouvelles entreprises. Elle trouve sa source dans l'idée que le développement résulte notamment du changement, qui provient de l'innovation et de l'apprentissage, lesquels sont des processus nécessairement collectifs (JULIEN, 1997). Parallèlement, on notera l'impact défavorable sur l'entrepreneuriat de la domination d'un ou de quelques grands employeurs au plan local : il s'agit du syndrome du rentier encombrant, que décrivent POLÈSE et SHEARMUR (2002). Les résultats obtenus suite à l'analyse économétrique, s'ils ne permettent pas de tirer des conclusions définitives, montrent un lien entre l'influence de certains types d'entreprises ou d'industries sur le contexte local et l'entrepreneuriat dans la périphérie canadienne. L'analyse identifie ainsi une relation négative entre la part de l'emploi dans les industries de ressources naturelles et le taux de création nette d'entreprises, ce qui va dans le sens de l'hypothèse du syndrome du rentier encombrant dans les régions périphériques du Canada.

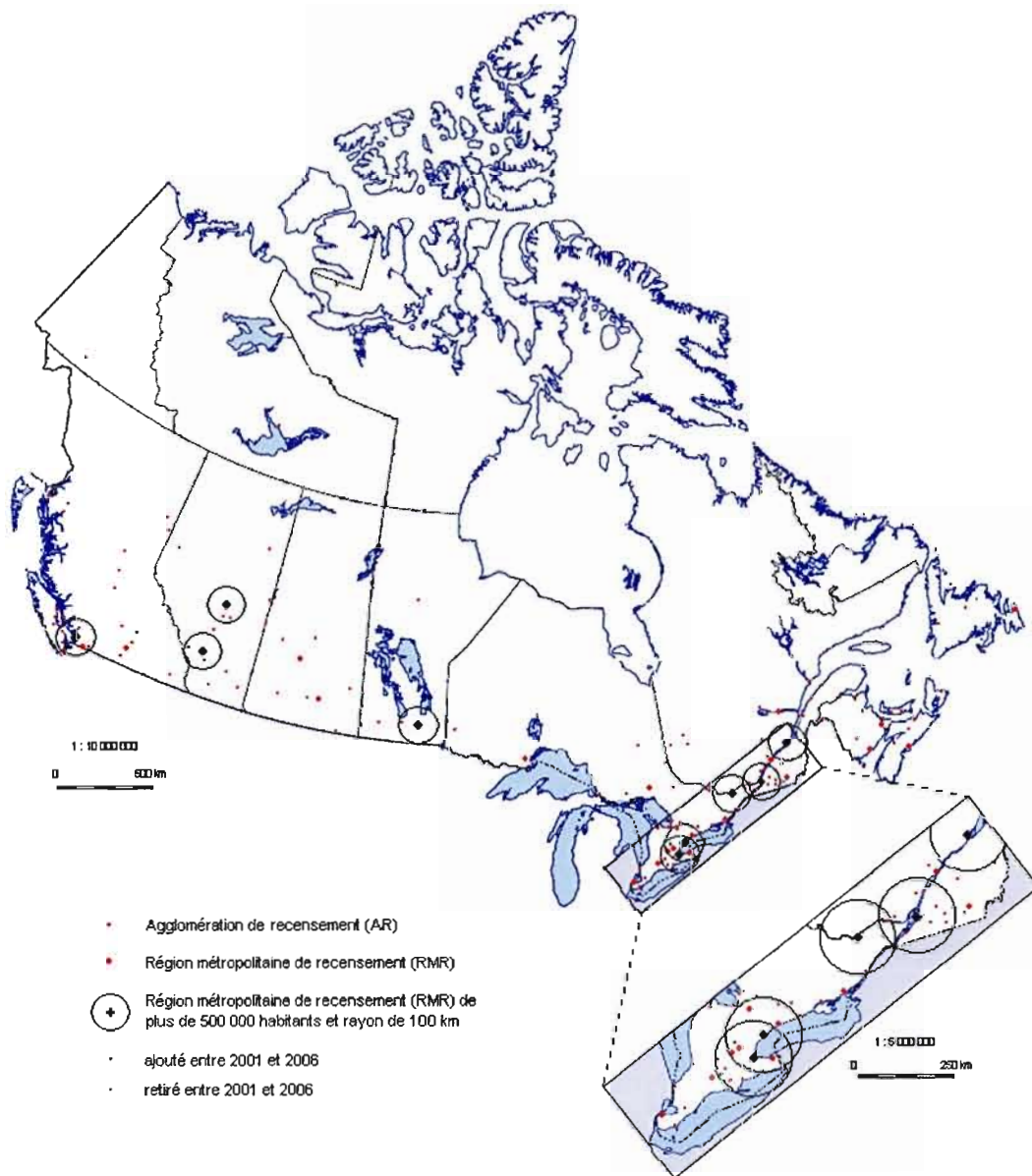
Rappelons que, dans la présente étude, l'activité entrepreneuriale a été illustrée au moyen d'un taux de création nette d'entreprises et ce, principalement en raison de contraintes liées à la disponibilité des données. Comme le mentionnent HART et GUDGIN (1994), si la création d'entreprises est une réponse au défi de la croissance économique locale, il faut aussi se préoccuper de soutenir le développement des petites firmes qui sont déjà en activité. L'utilisation d'un taux net n'a donc pas que des inconvénients. Toutefois, une partie des résultats de la présente analyse, en apparence contraires à l'hypothèse du syndrome du rentier encombrant, s'expliquent possiblement sur cette base. En effet, la littérature a montré que l'environnement entrepreneurial joue un rôle plus important pour le démarrage que pour la survie des nouvelles entreprises. L'accès à des données plus complètes permettant la construction d'un taux de création brute d'entreprises s'avère donc souhaitable pour mieux évaluer l'impact du syndrome du rentier encombrant, qui demeurera ainsi non entièrement mesuré pour l'instant. Une analyse plus poussée visant à mieux cerner l'ampleur de ce phénomène particulier est nécessaire, car la constatation qu'il existe des écarts spatiaux dans les taux de création de nouvelles entreprises et que ces écarts sont alimentés par des particularités régionales, appelle à une élaboration de mesures d'aide à la création d'entreprises adaptées à chaque contexte local.

Cette prescription doit toutefois s'accompagner d'une mise en garde. Si le préjugé favorable à l'entrepreneuriat doit être encouragé, il faut garder en tête que la diversification économique s'incarne de plus d'une façon. Il n'est pas suffisant que l'économie soit composée d'un grand nombre de firmes. En effet, pour être vraiment diversifié, le tissu économique local, ultimement limité par les forces et les faiblesses naturelles propres à chaque région, doit aussi se distinguer par la diversité des activités économiques, des emplois et de la taille des entreprises qu'on y retrouve. Ainsi, DAVIDSSON *et al.* (1994) concluent que les régions qui comptent la plus grande proportion de petites firmes, à l'instar des régions dominées par une ou quelques grandes entreprises, ne sont pas nécessairement celles où la croissance nette de l'emploi est la plus marquée. L'équilibre se trouve alors quelque part entre ces deux extrêmes. Sa recherche est un processus dynamique et nécessairement inachevé, au cœur duquel se situe l'entrepreneuriat.

APPENDICE A

CARTE DES RMR ET DES AR

Carte des régions métropolitaines de recensement (RMR) et des agglomérations de recensement (AR) utilisées lors du recensement 2006 de Statistique Canada



Source : Statistique Canada.

APPENDICE B

DÉFINITION DES INDUSTRIES DE RESSOURCES

Définition des industries de ressources fortement capitalisées

Suivant l'approche retenue par le ministère des Ressources naturelles du Canada pour son Atlas du Canada, on désigne les industries de ressources comme étant celles liées à l'extraction ou la première transformation de cinq types de ressources : agriculture, pêche, énergie, forêt et mines. Toutefois, comme la définition du syndrome du rentier encombrant spécifie que les industries sont fortement capitalisées, on exclut ici les deux premières catégories. La variable *proportion de l'emploi issue des ressources naturelles* est donc calculée à l'aide du nombre de personnes occupées lors du recensement de 2006, pour les secteurs du SCIAN suivants :

Énergie

- 211 (extraction de pétrole et de gaz)
- 2211 (production, transport et distribution d'électricité)
- 2212 (distribution de gaz naturel)
- 324 (fabrication de produits du pétrole et du charbon)
- 412 (grossistes-distributeurs de produits pétroliers)
- 486 (transport par pipeline)

Forêt

- 113 (foresterie et exploitation forestière)
- 1153 (activités de soutien à la foresterie)
- 321 (fabrication de produits en bois)
- 322 (fabrication du papier)

Mines

- 212 (extraction minière, sauf pétrole et gaz)
- 213 (activités de soutien à l'extraction minière et à l'extraction de pétrole et de gaz) *
- 3271 (fabrication de produits en argile et produits réfractaires)
- 3274 (fabrication de chaux et de produits en gypse)
- 331 (première transformation des métaux)
- 4162 (grossistes-distributeurs de métaux et de produits métalliques)

* Note : Catégorie représentant des emplois des secteurs de l'énergie et des mines.

APPENDICE C

VARIABLES CONSIDÉRÉES DANS LES MODÈLES

Variables considérées dans les modèles

Variable	Définition/description	Source des données	Moyenne	Écart-type	Médiane	Min	Max	Lien prévu
<i>Variable dépendante</i>								
icnt	taux de création de nouveaux établissements (moyenne 2006-2008) en fonction de la population de 15 à 64 ans en 2006 (x: 10 000), ensemble de l'économie	registre des entreprises, recensement 2006	-2,8	46,9	-0,1	-395,3	126,8	n.a.
icnm	taux de création de nouveaux établissements (moyenne 2006-2008) en fonction de la population de 15 à 64 ans en 2006 (x: 10 000), secteur manufacturier	registre des entreprises, recensement 2006	-0,3	0,8	-0,4	-2,9	2,1	n.a.
icms	taux de création de nouveaux établissements (moyenne 2006-2008) en fonction de la population de 15 à 64 ans en 2006 (x: 10 000), services professionnels et aux entreprises	registre des entreprises, recensement 2006	-0,1	7,5	0,6	-66,1	19,2	n.a.
icna	taux de création de nouveaux établissements (moyenne 2006-2008) en fonction de la population de 15 à 64 ans en 2006 (x: 10 000), ensemble de l'économie, moins manufact. et serv. prof. entr.	registre des entreprises, recensement 2006	-2,3	38,4	0,0	-321,3	106,5	n.a.
<i>Variables/contrôle</i>								
moy	revenu d'emploi moyen 2005 de la population de 15 ans et plus avec revenu d'emploi ayant travaillé toute l'année à plein temps, soit 49 à 53 semaines en 2005, surtout à plein temps (\$)	recensement 2006	46 577	6 891	45 889	35 505	82 927	-
vrev	variation du revenu d'emploi moyen entre 2000 et 2005 (%)	recensements 2001, 2006	3,2	6,0	2,6	-8,4	24,4	-
tnouv	taille moyenne des établissements en 2006 en fonction du nombre de personnes ayant travaillé toute l'année à temps plein (employés+établissements)	registre des entreprises, recensement 2006	8,5	2,9	8,3	3,3	28,2	-
ress	proportion de la main-d'œuvre issue des industries de ressources en 2006 (%)	recensement 2006	9,1	7,9	7,1	0,9	42,3	-
spec	spécialisation industrielle régionale en 2006 (indice Herfindahl-Hirschmann)	recensement 2006	0,138	0,057	0,126	0,035	0,381	-
<i>Variables de contrôle</i>								
vpop	variation de la population âgée de 15 à 64 ans entre 2001 et 2006 (%)	recensements 2001, 2006	3,7	6,9	3,1	-12,2	28,5	+
rd	proportion de la population active expérimentée totale de 15 ans et plus dont la profession est associée au groupe des sciences naturelles et appliquées et professions apparentées en 2006 (%)	recensement 2006	4,8	1,5	4,6	1,8	9,4	+
dens	densité de la population au kilomètre carré en 2006 (habitants/km ²)	recensement 2006	112	207	51	1	1 205	+
age	proportion de la population totale âgée de 25 à 44 ans en 2006 (%)	recensement 2006	25,7	3,7	25,4	14,7	37,1	+
univ	proportion de la population totale de 15 ans et plus détenant un certificat, diplôme ou grade universitaire de niveau égal ou supérieur au baccalauréat en 2006 (%)	recensement 2006	12,1	3,9	11,4	5,4	25,4	+
ncho	taux de chômage durant la semaine précédant le recensement de 2006 (%)	recensement 2006	7,3	2,6	6,9	2,9	17,0	+
vcho	variation du taux de chômage entre les semaines précédant les recensements 2001 et 2006 (%)	recensements 2001, 2006	-2,0	1,8	-1,5	-7,0	0,9	+
prop	proportion du total de logements privés occupés par des résidents habituels possédée en 2006 (%)	recensement 2006	69,6	6,2	70,1	53,5	83,1	+
vlog	valeur moyenne des logements possédés en 2006 (\$)	recensement 2006	183 271	79 540	162 017	78 057	487 350	+
--	variables binaires provinces/territoires (toutes sauf Nunavut, qui n'a pas de RMR AR)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	+

Note(s). n = 99.

APPENDICE D

STOCK D'ÉTABLISSEMENTS PAR AGRÉGATS INDUSTRIELS

Stock d'établissements au Registre des entreprises de Statistique Canada dans les régions périphériques, par agrégats industriels

	A			B			C			D		
	n	variation annuelle	% du total	n	variation annuelle	% du total	n	variation annuelle	% du total	n	variation annuelle	% du total
déc-05	173 073	--	100%	9 340	--	5,4%	29 856	--	17,3%	133 877	--	77,4%
déc-06	173 577	0,3%	100%	9 199	-1,5%	5,3%	30 638	2,6%	17,7%	133 740	-0,1%	77,0%
déc-07	176 653	1,8%	100%	9 090	-1,2%	5,1%	30 686	0,2%	17,4%	136 877	2,3%	77,5%
déc-08	177 545	0,5%	100%	8 933	-1,7%	5,0%	30 915	0,7%	17,4%	137 697	0,6%	77,6%
moenne	175 212	0,9%	100%	9 141	-1,5%	5,2%	30 524	1,2%	17,4%	135 548	0,9%	77,4%
déc. 05 à 08	4 472	2,6%	100%	-407	-4,4%	-9%	1 059	3,5%	24%	3 820	2,9%	85%

Note(s) :

(1) Excluant les établissements de la branche d'activité "Indéterminé"

(2) Régions périphériques au sens de la définition de POLESE et SHEARMUR (2002)

(3) Agrégat A = Entreprises commerciales, soit toutes les industries du SCLAN à l'exception des secteurs 61, 62, 813, 91.

Agrégat B = Entreprises manufacturières seulement (SCLAN 31-33)

Agrégat C = Entreprises de services professionnels et aux entreprises seulement (SCLAN 54, 55, 56)

Agrégat D = agrégat A moins agrégats B et C

•

APPENDICE E

NIVEAU DE REVENU ANNUEL MOYEN ET ENTREPRENEURIAT

Les RMR et AR avec le niveau de revenu annuel moyen le plus et le moins élevé et les taux d'entrepreneuriat correspondants

Rang ⁽¹⁾	RMR/AR	Revenu ⁽²⁾	Rang TCNT ⁽³⁾	Rang TCNM ⁽³⁾	Rang TCNS ⁽³⁾	Rang TCNA ⁽³⁾
1	Wood Buffalo (AB)	82 927 \$	8	36	82	6
2	Yellowknife (TN/O)	70 502 \$	92	88	95	92
3	Kinnik (CB)	65 242 \$	81	91	75	77
4	Fort St. John (CB)	57 866 \$	1	1	1	1
5	Grande Prairie (AB)	57 333 \$	2	3	2	2
6	Estevan (SK)	56 801 \$	85	54	71	88
7	Sarnia (ON)	56 635 \$	56	57	68	53
8	Thompson (MB)	54 690 \$	78	19	92	72
9	Whitehorse (YK)	54 141 \$	33	14	13	43
10	Grand / Greater Sudbury (ON)	53 859 \$	49	40	39	55
(...)						
90	North Battleford (SK)	38 731 \$	72	30	55	76
91	Saint-Georges (QC)	38 689 \$	16	21	17	21
92	Timno (NE)	38 676 \$	23	23	77	19
93	Drummondville (QC)	38 466 \$	19	22	28	18
94	Kenora (NE)	38 357 \$	15	18	5	26
95	Rivière-du-Loup (QC)	38 265 \$	64	87	34	67
96	Saint John (NB)	37 608 \$	36	71	12	38
97	Yorkton (SK)	37 402 \$	93	59	86	93
98	Summerside (PE)	35 911 \$	66	46	83	60
99	Therford Mines (QC)	35 505 \$	79	95	89	69

Note(s) : (1) Rang parmi les 99 RMR. AR, retenues comme pénultièmes au sens de la définition de Polèse et Silecchini (2002).

(2) Revenu d'emploi moyen en 2005 de la population totale de 15 ans et plus avec un revenu d'emploi ayant travaillé toute l'année à plein temps. Une personne ayant travaillé toute l'année à plein temps est définie comme une personne qui a travaillé de 49 à 52 semaines pendant l'année de référence, surtout à plein temps (50 heures ou plus par semaine).

(3) TCNT = taux de création nette d'entreprises (économie privée totale). TCNM = manufacturier. TCNS = services professionnels et aux entreprises.

TCNA = économie privée totale, moins manufacturier et moins services professionnels et aux entreprises. Taux moyen 2006-2008.

(4) Rang en gras italique = supérieur au 80e centile.

APPENDICE F

VARIATION DU REVENU ANNUEL MOYEN ET ENTREPRENEURIAT

Les RMR et AR avec la variation du revenu annuel moyen la plus et la moins élevée et les taux d'entrepreneuriat correspondants

Rang ⁽¹⁾	RMR/AR	Variation ⁽²⁾	Rang TCNT ⁽³⁾	Rang TCNM ⁽³⁾	Rang TCNS ⁽³⁾	Rang TCNA ⁽³⁾
1	Collingwood (ON)	24.4%	42	58	22	44
2	Wood Buffalo (AB)	23.2%	8	36	82	6
3	Grande Prairie (AB)	17.6%	2	3	2	2
4	Brooks (AB)	17.5%	3	6	3	3
5	Estevan (SK)	15.4%	85	54	71	88
6	Yellowknife (NT)	13.0%	92	88	95	92
7	Red Deer (AB)	12.2%	7	16	8	8
8	Medicine Hat (AB)	11.3%	46	35	78	37
9	Grand / Greater Sudbury (ON)	10.6%	49	40	39	55
10	Saskatoon (SK)	10.5%	52	61	72	46
(...)						
90	Bathurst (NB)	-3.2%	5	30	6	5
91	Temiskaming Shores (ON)	-3.4%	61	92	70	50
92	Kenora (ON)	-4.3%	90	86	46	90
93	Rouyn-Noranda (QC)	-4.5%	41	29	42	39
94	Summerside (PE)	-4.6%	66	46	83	60
95	Dolbeau-Mistassini (QC)	-6.2%	21	48	31	22
96	Terrace (CB)	-6.9%	86	55	87	83
97	Prince Rupert (CB)	-7.0%	84	65	84	82
98	New Glasgow (NE)	-7.2%	69	53	60	70
99	Port Alberni (CB)	-8.4%	29	51	11	30

Note(s) : (1) Rang parmi les 99 RMR/AR retenues comme périphériques au sens de la définition de Polèse et Shearnur (2002).

(2) Variation du revenu d'emploi moyen entre 2000 et 2005 de la population totale de 15 ans et plus avec un revenu d'emploi ayant travaillé toute l'année à plein temps. L'ue personne ayant travaillé toute l'année à plein temps est définie comme une personne qui a travaillé de 49 à 52 semaines pendant l'année de référence, surtout à plein temps (50 heures ou plus par semaine).

(3) TCNT = taux de création nette d'entreprises (économie privée totale). TCNM = manufacturier. TCNS = services professionnels et aux entreprises.

TCNA = économie privée totale, moins manufacturier et moins services professionnels et aux entreprises. Taux moyen 2006-2008.

(4) Rang en gras italique " supérieur au 80e centile.

APPENDICE G

TAILLE MOYENNE DES ÉTABLISSEMENTS ET ENTREPRENEURIAT

Les RMR et AR avec la taille moyenne la plus et la moins grande et les taux d'entrepreneuriat correspondants

Rang ⁽¹⁾	RMR/AR	Taille ⁽²⁾	Rang TCNT ⁽³⁾	Rang TCNM ⁽³⁾	Rang TCNS ⁽³⁾	Rang TCNA ⁽³⁾
1	Petawawa (ON)	28.2	82	20	79	85
2	Wood Buffalo (AB)	13.6	8	36	82	6
3	Port Hope and Hope (ON)	13.1	76	74	27	81
4	Thompson (MB)	12.9	78	19	92	72
5	Barrie (ON)	12.7	31	68	16	28
6	Kawartha Lakes (ON)	11.9	34	60	29	34
7	Kitchener (CB)	11.8	81	91	75	77
8	Halifax (NE)	11.2	39	70	48	32
9	Sault Ste. Marie (ON)	10.9	73	50	62	75
10	Sarnia (ON)	10.8	56	57	68	53
(...)						
90	Courtenay (CB)	5.8	20	39	58	20
91	Prince Rupert (CB)	5.8	84	65	84	82
92	Amos (QC)	5.7	95	94	94	95
93	Swift Current (SK)	5.7	91	77	69	91
94	Grand Falls-Windsor (TNL)	5.3	94	96	90	94
95	Powell River (CB)	5.2	75	85	93	56
96	Williams Lake (CB)	4.9	97	90	97	97
97	Parksville (CB)	4.8	24	30	88	15
98	Dawson Creek (CB)	3.9	98	97	98	98
99	Cold Lake (AB)	3.3	99	99	99	99

Note(s) : (1) Rang parmi les 99 RMR-AR retenues comme périphériques au sens de la définition de Polèse et Shennar (2002)

(2) Taille moyenne en nombre de travailleurs ayant travaillé toute l'année à temps plein en 2005 par établissement pour le total de l'économie.

(3) TCNT = taux de création nette d'entreprises (économie privée totale). TCNM = manufacturier. TCNS = services professionnels et aux entreprises.

TCNA = économie privée totale, moins manufacturier et moins services professionnels et aux entreprises. Taux moyen 2006-2008

(4) Rang en gras italique = supérieur au 80e centile.

APPENDICE H

PART DE LA MAIN-D'ŒUVRE DANS LES RESSOURCES ET ENTREPRENEURIAT

Les RMR et AR avec la part en ressources naturelles la plus et la moins élevée et les taux d'entrepreneurial correspondants

Rang ⁽¹⁾	RMR/AR	Ressources ⁽²⁾	Rang TCNT ⁽³⁾	Rang TCNM ⁽³⁾	Rang TCNS ⁽³⁾	Rang TCNA ⁽³⁾
1	Kiinnat (CB)	42.3%	81	91	75	77
2	Wood Buffalo (AB)	32.8%	8	36	82	6
3	Bate-Combeau (QC)	29.3%	58	69	52	59
4	Quesnel (CB)	28.3%	70	12	80	73
5	La Tuque (QC)	27.6%	45	30	63	40
6	Thompson (MB)	24.8%	78	19	92	72
7	Estevan (SK)	24.4%	85	54	71	88
8	Williams Lake (CB)	23.0%	97	90	97	97
9	Fort St. John (CB)	21.7%	1	1	1	1
10	Dolbeau-Mistassini (QC)	18.7%	21	48	31	22
(...)						
90	Summerside (PE)	1.8%	66	46	83	60
91	Petawawa (ON)	1.7%	82	20	79	85
92	Halifax (NE)	1.7%	39	70	48	32
93	Kingston (ON)	1.6%	65	24	76	65
94	Charlottetown (PE)	1.6%	74	37	33	80
95	Kentville (NE)	1.5%	15	18	5	26
96	Brandon (MB)	1.4%	48	52	25	57
97	Sturford (ON)	0.9%	27	47	24	27
98	Victoria (CB)	0.9%	28	45	56	25
99	Collingwood (ON)	0.9%	42	58	22	44

Notes : (1) Rang parmi les 99 RMR. AR retenues comme périphériques au sens de la définition de Polèse et Shearman (2002).

(2) Proportion de main-d'œuvre dans industries de ressources naturelles en 2006 (SCIAN : 113,1153,211,212,213,2211,2212,321,322,324,3271,3274,331,412,4162,486).

(3) TCNT = taux de création nette d'entreprises (économie privée totale). TCNM = manufacturier. TCNS = services professionnels et aux entreprises.

TCNA = économie privée totale, moins manufacturier et moins services professionnels et aux entreprises. Taux moyen 2006-2008.

(4) Rang en gras italique = supérieur au 80e centile.

APPENDICE I

SPÉCIALISATION INDUSTRIELLE ET ENTREPRENEURIAT

Les RMR et AR avec la spécialisation industrielle la plus et la moins grande et les taux d'entrepreneurial correspondants

Rang ⁽¹⁾	RMR/AR	Spécialisation ⁽²⁾	Rang TCNT ⁽³⁾	Rang TCNM ⁽³⁾	Rang TCNS ⁽³⁾	Rang TCNA ⁽³⁾
1	Pelawawa (ON)	0.38	82	20	79	85
2	Cold Lake (AB)	0.33	99	99	99	99
3	Kittimat (CB)	0.32	81	91	75	77
4	Wood Buffalo (AB)	0.31	8	36	82	6
5	Brooks (AB)	0.25	3	6	3	3
6	Estevan (SK)	0.24	85	54	71	88
7	Thompson (MB)	0.23	78	19	92	72
8	Yellowknife (TN)	0.21	92	88	95	92
9	Grande Prairie (AB)	0.19	2	3	2	2
10	Fort St. John (CB)	0.19	1	1	1	1
(...)						
90	Kelowna (CB)	0.08	13	28	14	17
91	Kamloops (CB)	0.07	22	73	20	23
92	Sarnia (ON)	0.07	56	57	68	53
93	Port Hope and Hope (ON)	0.07	76	74	27	81
94	Truro (NE)	0.07	23	23	77	19
95	Saskatoon (SK)	0.07	52	61	72	46
96	Kawartha Lakes (ON)	0.07	34	60	29	34
97	Peterborough (ON)	0.07	25	62	30	24
98	Barrie (ON)	0.07	31	68	16	28
99	Prince George (CB)	0.03	62	26	44	71

Note(s) : (1) Rang parmi les 99 RMR-AR retenues comme périphériques au sens de la définition de Polèse et Sicastrum (2002).

(2) Indice Herfindahl-Hirschmann de spécialisation industrielle régionale en 2006.

(3) TCNT = taux de création nette d'entreprises (économie privée totale). TCNM = manufacturier. TCNS = services professionnels et aux entreprises.

TCNA = économie privée totale, moins manufacturier et moins services professionnels et aux entreprises. Taux moyen 2006-2008.

(4) Rang en gras indique "supérieur au 80e centile".

APPENDICE J

DÉTAIL DES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION

Coefficients de corrélation de Pearson des variables du modèle

Variable	teut	teum	teus	teua	mev	vrev	imoy	reys	spec	vpop	rd	dens	age	univ	neho	velo	prop	vlog
teut	1.0000																	
teum	0.8129	1.0000																
teus	0.9803	0.7711	1.0000															
teua	0.9992	0.8057	0.9728	1.0000														
mev	-0.0129	0.0236	-0.0646	-0.0038	1.0000													
vrev	0.0722	0.1334	0.0389	0.0758	0.5789	1.0000												
imoy	0.2267	0.2097	0.2205	0.2260	0.2134	0.1800	1.0000											
reys	0.0228	0.0410	-0.0184	0.0300	0.4800	0.1448	-0.0486	1.0000										
spec	-0.2217	-0.0832	-0.2668	-0.2152	0.4069	0.3284	0.3075	0.4368	1.0000									
vpop	0.1188	0.1805	0.0760	0.1237	0.4143	0.5612	0.1995	-0.1906	0.0609	1.0000								
rd	-0.1995	-0.1503	-0.2482	-0.1894	0.4444	0.1597	0.1426	0.0503	0.0880	0.2864	1.0000							
dens	-0.0631	-0.0151	-0.0493	-0.0668	0.0775	0.1533	-0.0556	-0.2246	-0.0402	0.2874	-0.0259	1.0000						
age	-0.1340	-0.0278	-0.1566	-0.1317	0.5013	0.4261	0.4178	0.1907	0.4785	0.4214	0.4901	0.0091	1.0000					
univ	0.0030	-0.0186	0.0126	0.0019	0.1330	0.1707	0.1304	-0.4758	-0.1646	0.2786	0.6210	0.1287	0.2512	1.0000				
neho	-0.0082	-0.1209	0.0242	-0.0106	-0.2729	-0.4276	-0.1562	0.0994	-0.1156	-0.5639	-0.1372	-0.1457	-0.2974	-0.1256	1.0000			
velo	0.0051	-0.0033	0.0140	0.0036	0.0892	0.3536	0.3672	-0.3115	0.1434	0.2680	-0.0466	0.2615	0.1254	0.2264	-0.2541	1.0000		
prop	0.0486	-0.0137	0.0536	0.0505	0.1448	0.0165	-0.1155	0.0719	-0.1571	0.0963	-0.1527	-0.0651	-0.2546	-0.1783	-0.0815	-0.1768	1.0000	
vlog	0.0750	0.1619	0.0176	0.0824	0.4668	0.3649	-0.0157	-0.1500	-0.0162	0.6698	0.2486	0.2514	0.0849	0.2885	-0.4737	0.0002	0.3486	1.0000

Note(s) : (1) Les coefficients dont la valeur absolue est supérieure à 0.5000 sont en gras.
 (2) n = 99.

APPENDICE K

DÉTAIL DU CALCUL DES TAUX DE CRÉATION NETTE D'ENTREPRISES

Dérivation de la variable dépendante

Supposons, pour l'un ou l'autre des quatre secteurs étudiés, et pour n'importe laquelle RMR/AR :

$tcne$: taux de création nette de nouvelles entreprises, par 10 000 habitants

e_{2005} : nombre de firmes en décembre 2005 (Registre entreprises)

e_{2006} : nombre de firmes en décembre 2006 (Registre entreprises)

e_{2007} : nombre de firmes en décembre 2007 (Registre entreprises)

e_{2008} : nombre de firmes en décembre 2008 (Registre entreprises)

p_{2001} : population de 15 à 64 ans en 2001 (Recensement de la population)

p_{2006} : population de 15 à 64 ans en 2006 (Recensement de la population)

p_{2008} : population de 15 à 64 ans en 2008

À la base, les taux de création nette d'entreprises sont calculés comme suit :

$$tcne = \frac{\text{moyenne}(e_{2006} - e_{2005}; e_{2007} - e_{2006}; e_{2008} - e_{2007})}{p_{2006}} = \frac{(e_{2008} - e_{2005})/3}{p_{2006}}$$

Une première transformation pour l'adoption d'une spécification en log donne :

$$\ln(tcne) = \ln\left(\frac{e_{2008}/p_{2008}}{e_{2005}/p_{2005}}\right) = \frac{1}{3} \left[\ln\left(\frac{e_{2008}}{e_{2005}}\right) - \ln\left(\frac{p_{2008}}{p_{2005}}\right) \right]$$

La variable p_{2008} n'existe pas à notre connaissance. Statistique Canada n'estime pas la population de 15 à 64 ans des AR pour les années intercensitaires (bien qu'elle le fasse pour les RMR). Toutefois, on peut noter que :

$$\frac{1}{3} \ln\left(\frac{p_{2008}}{p_{2005}}\right) = \ln\left[\left(\frac{p_{2008}}{p_{2005}}\right)^{\frac{1}{3}}\right]$$

donne le taux de croissance annuel moyen de la population de 15 à 64 ans exprimé en log. Ce taux peut être approximé à l'aide des données de population de 15 à 64 ans des deux derniers recensements :

$$\ln \left[\left(p_{2006} / p_{2001} \right)^{\frac{1}{5}} \right] = \frac{1}{5} \ln \left(p_{2006} / p_{2001} \right)$$

Ce taux moyen de croissance démographique annuelle ne devrait pas être très différent de celui mesuré entre 2008 et 2005. L'erreur sera minime :

$$\frac{1}{3} \left[\ln \left(e_{2008} / e_{2005} \right) - \ln \left(p_{2008} / p_{2005} \right) \right] \approx \frac{1}{3} \ln \left(e_{2008} / e_{2005} \right) - \frac{1}{5} \ln \left(p_{2006} / p_{2001} \right)$$

Or, le taux de croissance démographique de 2001 à 2006 est déjà l'une des variables explicatives dans le modèle. En le remplaçant par le taux moyen de croissance démographique annuelle des 15 à 64 ans, on peut déplacer le terme suivant au membre de droite :

$$\frac{1}{5} \ln \left(p_{2006} / p_{2001} \right)$$

On obtient alors comme variable dépendante :

$$\frac{1}{3} \ln \left(e_{2008} / e_{2005} \right)$$

Transformation des variables explicatives

variable initiale (présentée à l'appendice C)	variable transformée (utilisée dans les analyses économétriques)
nrev	$\ln(\text{nrev})$
vrev	$1/5 \ln(\text{vrev})$
tmoy	$\ln(\text{tmoy})$
ress	$\ln(\text{ress})$
spec	$\ln(\text{spec})$
vpop	$1/5 \ln(\text{vpop}_{15-64 \text{ ans}})$
rd	$\ln(\text{rd})$
dens	$\ln(\text{dens})$
age	$\ln(\text{age})$
univ	$\ln(\text{univ})$
ncho	pas de transformation
vcho	pas de transformation
prop	$\ln(\text{prop})$
(variable non présentée à l'appendice C)	$\text{ncho} \times \text{prop} = \text{ncho} * \ln(\text{prop})$
vlog	$\ln(\text{vlog})$

Effets provinciaux : puisque certaines provinces comptent très peu de RMR ou d'AR, les effets provinciaux sont en fait regroupés par grandes régions du pays. Ces régions sont l'Atlantique (AT = TNL, NE, NB, IPÉ) ; le Québec (QC) ; l'Ontario (ON = la région omise) ; les Prairies (PR = MB, SK, AB) ; la Colombie-Britannique (CB) et le Nord (ND = YK, TNO). Le Nunavut de compte aucune RMR ou AR et n'est donc pas considéré.

APPENDICE L

DÉTAIL DES RÉSULTATS DES ESTIMATIONS PAR AGRÉGATS INDUSTRIELS

**Résultats de la régression par moindres carrées ordinaires
(22 variables)**

Dependent Variable: TCN

Method: Least Squares

Sample: 1 297

Included observations: 297

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.956287	0.783971	2.495357	0.0132
NREV	-0.046379	0.070330	-0.659445	0.5102
VREV	0.509886	0.524120	0.972842	0.3315
TMOY	0.001269	0.017749	0.071488	0.9431
RESS	-0.015570	0.009155	-1.700660	0.0901
SPEC	0.012759	0.011995	1.063777	0.2884
VPOP	2.508247	0.538826	4.655022	0.0000
RD	0.014575	0.019456	0.749096	0.4544
DENS	-0.003589	0.003403	-1.054740	0.2925
AGE	-0.067251	0.042198	-1.593687	0.1122
UNIV	0.039308	0.025845	1.520948	0.1294
NCHO	-0.512186	0.790095	-0.648259	0.5174
VCHO	-0.448615	0.277679	-1.615588	0.1073
PROP	0.033612	0.190293	0.176631	0.8599
VLOG	-0.118054	0.024724	-4.774860	0.0000
AT	-0.032482	0.018876	-1.720814	0.0864
QC	-0.029999	0.018793	-1.596269	0.1116
PR	-0.036644	0.015310	-2.393530	0.0174
CB	0.053219	0.017523	3.037137	0.0026
ND	0.088252	0.033913	2.602279	0.0098
NCHOXPROP	-0.642448	2.152592	-0.298453	0.7656
EFM	-0.019412	0.008520	-2.278446	0.0235
EFS	0.005124	0.008520	0.601432	0.5480
R-squared	0.293367	Mean dependent var	-0.007695	
Adjusted R-squared	0.236630	S.D. dependent var	0.068607	
S.E. of regression	0.059942	Akaike info criterion	-2.716585	
Sum squared resid	0.984509	Schwarz criterion	-2.430539	
Log likelihood	426.4129	Hannan-Quinn criter.	-2.602071	
F-statistic	5.170649	Durbin-Watson stat	2.238887	
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Résultats de la régression par moindres carrées ordinaires
(16 variables)**

Dependent Variable: TCN

Method: Least Squares

Sample: 1 297

Included observations: 297

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.338153	0.266359	5.023868	0.0000
VREV	0.282326	0.448350	0.629698	0.5294
RESS	-0.019066	0.006060	-3.146453	0.0018
SPEC	0.010398	0.011596	0.896691	0.3707
VPOP	2.672822	0.501712	5.327402	0.0000
DENS	-0.004252	0.002999	-1.417761	0.1574
AGE	-0.061628	0.030719	-2.006148	0.0458
UNIV	0.044550	0.018993	2.345554	0.0197
VCHO	-0.378339	0.254097	-1.488959	0.1376
VLOG	-0.113923	0.019979	-5.702263	0.0000
AT	-0.032236	0.014658	-2.199217	0.0287
QC	-0.017097	0.014617	-1.169669	0.2431
PR	-0.027477	0.012556	-2.188415	0.0295
CB	0.055082	0.014933	3.688726	0.0003
ND	0.082046	0.029573	2.774311	0.0059
EFM	-0.019412	0.008481	-2.288958	0.0228
EFS	0.005124	0.008481	0.604207	0.5462
R-squared	0.284510	Mean dependent var	-0.007695	
Adjusted R-squared	0.243625	S.D. dependent var	0.068607	
S.E. of regression	0.059667	Akaike info criterion	-2.744534	
Sum squared resid	0.996848	Schwarz criterion	-2.533108	
Log likelihood	424.5633	Hannan-Quinn criter.	-2.659893	
F-statistic	6.958777	Durbin-Watson stat	2.232940	
Prob(F-statistic)	0.000000			

NOTES

1. ACS et STOREY (2004, p.872), se questionnant sur le rôle joué par les entrepreneurs dans le processus de développement économique, réfèrent à Casson : « (...) the role of the entrepreneur is to recognize an opportunity to use resources that yield a low return and shift them into a function that yields a higher return from which they personally gain. »
2. Par grande entreprise, on doit comprendre ici un employeur assez important pour avoir un impact significatif sur le marché du travail *local*. Dans ce contexte, on s'intéressera à la taille des établissements plutôt qu'à celle des firmes comme telles. L'unité d'affaires d'une multinationale qui n'emploie pas un nombre significatif de travailleurs au niveau local (comme peut-être une succursale, un point de transit, etc.) est donc exclue.
3. COMBES *et al.* (2010) constatent la nature non mobile de l'entrepreneuriat. À partir de données tirées du recensement en France, ils calculent que seulement 10,4 % des entrepreneurs âgés de 20 à 51 ans en 1990 se sont déplacés d'au moins 75 km sur la période 1990-1999. Pendant ce temps, 20,9 % des professionnels en faisaient autant.
4. Par exemple, AGHION et HOWITT (1998) citent Teece, qui explique que le savoir acquis dans le cadre d'un projet a souvent des répercussions sur les activités de R&D subséquentes. Dans ce contexte, il est important pour l'entreprise d'endogéniser ces activités en les intégrant dans une unité de R&D au sein même de l'organisation. En procédant de la sorte, l'entreprise facilite son accès à la technologie et aux connaissances développées, tout en restreignant les effets de débordement vers la concurrence.
5. AGRAWAL *et al.* (2010) analysent l'innovation dans les villes où celle-ci est particulièrement concentrée au sein d'une seule grande entreprise. Ils constatent un processus myope, internalisé, les inventeurs des grandes firmes étant beaucoup moins susceptibles de se baser sur de l'innovation provenant de l'extérieur de l'entreprise.
6. S'appuyant sur des données recueillies entre 1950 et 1990 aux États-Unis, DURANTON et PUGA (2005) montrent qu'en seulement 40 ans, les villes y sont passées d'une spécialisation par secteur industriel à une spécialisation par fonction corporative. Ils suggèrent que ce fait est directement lié aux choix organisationnels des firmes, dont la séparation des activités managériales et productives fut favorisée

par la baisse des coûts de coordination et de surveillance à distance en raison de l'évolution de différentes technologies dans les transports et les télécommunications.

7. La théorie du cycle de vie des régions s'appuie sur le modèle de cycle de vie du produit, élaborée par VERNON (1966).
8. Toutefois, SAXENIAN (1994) fait remarquer que le modèle du cycle de vie ne peut expliquer l'évolution des régions de la route 128, qui a connu un déplacement de l'innovation informatique vers l'ouest du pays, et de Silicon Valley, qui a survécu à la maturité de l'industrie des semi-conducteurs. Le modèle est inapplicable, souligne-t-elle, parce que la compétition dans le système productif régional de Silicon Valley est basée sur l'innovation continue, avec des cycles de produit plus courts et un marché fragmenté. Le modèle du cycle de vie suit quant à lui une logique d'évolution et de localisation pour les industries de production de masse, où la stratégie à l'égard des concurrents consiste à réduire les coûts de production.
9. DURANTON et PUGA (2001) présentent également un modèle basé sur le cycle de vie du produit. Les grandes villes diversifiées y sont des incubateurs pour les firmes au début de leur processus de recherche et développement, ces dernières étant prêtes à subir des coûts de congestion pour profiter d'un milieu favorisant les essais et erreurs propres à l'innovation. Lorsqu'elles ont développé leurs produits et en sont rendues à une étape de production de masse, les firmes se déplacent dans des petites villes spécialisées dans leur domaine, évitant des coûts de congestion qui dépassent ceux dus à la relocalisation. Ce modèle est basé sur des faits stylisés de la littérature empirique sur les villes et leur structure industrielle, lesquels sont présentés dans DURANTON et PUGA (2000).
10. Selon TICHY (1987), le cercle vicieux de la productivité s'installe lorsque la demande de travail est moins grande que l'offre, ce qui incite les syndicats à s'opposer à tout effort de rationalisation de la part de la direction. Il y a alors diminution de l'accroissement de la productivité, ce qui affecte la compétitivité, qui à son tour affecte les ventes, diminuant la demande de travail et ainsi de suite...
11. Parmi la liste des déséconomies d'agglomération, notons les coûts de main-d'œuvre et de lieux d'opération plus élevés (KEEBLE et WALKER, 1994), ainsi qu'une compétition plus féroce (OTSUKA, 2008). BRIXY et GROTZ (2006) mesurent d'ailleurs un plus faible taux de survie des entreprises localisées dans les agglomérations.
12. De plus, ARMINGTON et ACS (2002) rappellent que les travaux empiriques indiquent généralement une relation négative entre la taille des firmes ou des usines et celle des villes industrielles. La capacité de rebondissement des plus petites villes est donc doublement affectée par leur population moins importante et l'impact plus significatif de la fermeture d'une industrie.

13. AGHION et HOWITT (1998) expliquent que l'une des causes du protectionnisme est que la croissance issue de la destruction créatrice fera nécessairement des perdants avec l'arrivée des innovations, ce qui crée pour certains un incitatif à résister au changement.
14. JULIEN (1997) met cependant en garde contre les effets pervers des actions des entrepreneurs publics. Leur pouvoir d'attraction repose en effet bien souvent sur l'octroi d'un traitement préférentiel (e.g. fiscal) créant un développement bien fragile.
15. La PME est une entreprise de moins de 500 employés. Une définition classique consiste à classer les entreprises comme petites lorsqu'elles ont moins de 50 employés. Toutefois, dans l'un des articles du numéro spécial de *Regional Studies*, HART et GUDGIN trouvent que la variable « proportion de petites firmes » est encore plus significative si seules les entreprises de moins de 20 employés sont incluses. DAVIDSSON *et al.* (1994) définissent pour leur part les petites firmes comme celles comptant moins de 200 employés, mais font remarquer que la grande majorité d'entre elles ont moins de 10 employés.
16. HART et GUDGIN (1994), observent que l'influence positive de la présence de petites firmes n'est plus significative si l'on utilise un taux de création net plutôt qu'un taux brut. Selon eux, ce résultat pourrait vouloir dire que l'environnement entrepreneurial joue un rôle plus important pour le démarrage que pour la survie des nouvelles entreprises.
17. Une exception notable à cette régularité empirique est l'étude de SUTARIA et HICKS (2004), où les auteurs trouvent une relation positive entre la taille moyenne des établissements et le taux de création d'entreprises manufacturières au Texas.
18. Similairement, GLAESER *et al.* (2010b) trouvent une relation négative entre la taille moyenne des établissements et la croissance de l'emploi due à de nouvelles entreprises.
19. GLAESER et KERR (2009) et GLAESER *et al.* (2010) confirment de manière empirique l'hypothèse de CHINITZ (1961) quant à la présence bénéfique de plusieurs petits fournisseurs indépendants pour l'entrepreneuriat.
20. Par contre, ce résultat est vrai pour KEEBLE et WALKER seulement si le taux de création d'entreprises est calculé en utilisant le nombre de travailleurs dans l'économie locale comme dénominateur. Le chapitre III aborde la question du calcul des taux en expliquant spécifiquement pourquoi le stock d'entreprises ne peut être utilisé comme base.
21. FRITSCH et FALCK (2003), qui contrôlent pour la proportion de l'emploi dans de petites firmes (moins de 50 employés) et la taille minimale efficace (75^{ième} centile du

classement des établissements par employés), obtiennent une forte corrélation entre ces deux mesures et un plus fort impact de la taille minimale efficace sur la création d'entreprises. Cela suggère que la relation positive entre cette première variable et l'entrepreneuriat telle qu'identifiée dans les études précédentes est en fait imputable dans une large mesure à une concentration d'industries affichant une faible taille minimale efficace.

22. GAYGISIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003) rappellent que la plupart des nouvelles entreprises sont petites et que la plupart des nouveaux emplois sont créés dans de nouvelles petites entreprises. Ainsi, il y a peut-être une causalité plus large en jeu que la seule influence des modèles entrepreneuriaux, une proportion élevée d'emplois issus de petits établissements pouvant tout simplement être indicatrice de conditions générales ou d'un historique régional favorables à l'entrepreneuriat. Ainsi, selon FRITSCH et FALCK (2003), une forte proportion de petites firmes peut aussi être révélatrice d'une économie aux industries locales caractérisées par de faibles barrières à l'entrée. Néanmoins, les résultats de WAGNER (2004), qui mène une étude à partir d'un sondage de la population active de certaines parties de l'Allemagne, indiquent que l'expérience de travail dans une nouvelle petite firme est encore plus significative pour la propension à l'entrepreneuriat que l'expérience dans une petite firme tout court.
23. L'analyse sectorielle de DAVIDSSON *et al.* (1994) révèle que la présence de plusieurs petites firmes est moins importante dans le domaine des services professionnels. Similairement, les résultats de TAMÁSY et LE HERON (2008) montrent que la taille moyenne des firmes n'a pas d'effet significativement négatif sur l'entrepreneuriat pour le secteur des services aux entreprises, contrairement à ce qui est observé dans l'ensemble de l'économie et dans le secteur manufacturier. DAVIDSSON *et al.* notent que la littérature a souvent identifié les entrepreneurs de ce secteur comme étant plutôt issus de grandes entreprises. Les apports de ces dernières se feraient aux plans de l'expertise professionnelle, de la réputation et des contacts clients.
24. GRILO et THURIK notent que *les disparités salariales* sont également susceptibles de stimuler la création d'entreprises. L'effet des inégalités se fait sentir sur deux plans. D'une part, elles créent une offre entrepreneuriale, avec de bas salariés aux faibles coûts d'opportunité et des plus riches disposant de ressources financières à investir. D'autre part, elles différencient la demande pour les biens et les services. Toutefois, cette relation serait bilatérale, l'entrepreneuriat étant reconnu pour accroître les disparités salariales.
25. Les établissements de la catégorie « Indéterminé » n'ont pas de compte de retenue sur la paye, donc pas de salariés, mais ils peuvent fournir du travail à des contractuels, à de la famille ou aux propriétaires de l'entreprise. L'exclusion de cette catégorie réduit donc le nombre de très petites firmes, qui génèrent plusieurs entrées et sorties. Elle permet par contre d'éliminer ce que GLAESER et KERR (2009)

définissent comme de l'entrepreneuriat passe-temps, et représente une réponse au problème de la sur-représentation du travail autonome (sur ce dernier point, voir la section 3.3 pour plus de détails). En outre, la catégorie « Indéterminé » amalgame aux établissements sans compte de retenue sur la paye tous les établissements employeurs n'ayant pas eu d'employés au cours de la dernière année. Exclure ces établissements fantômes améliore la qualité des données.

26. Pour POLESE et SHEARMUR (2002, p.5), les régions périphériques du Canada correspondent à l'ensemble du territoire, excluant les régions métropolitaines de plus de 500 000 habitants et les régions situées à moins d'une heure de route de celles-ci.
27. Ce total exclut les RMR ou AR périphériques chevauchant des frontières interprovinciales. Il exclut aussi celles situées à moins d'une heure de route de Détroit, la seule agglomération américaine de plus de 500 000 habitants localisée suffisamment proche de la frontière pour être susceptible d'y exercer une influence.
28. Voir note précédente.
29. À l'exception, tel qu'il a été indiqué à la partie III, des secteurs de nature non commerciale (SCIAN 61, 62, 813, 91).
30. L'édition SIC de décembre 2008 est la seule qui présente à la fois les comptes d'établissements et les comptes d'emplacements statistiques.
31. Comme le soulignent et le vérifient empiriquement TAMÁSY et LE HERON (2008), il existe de toute façon une forte corrélation positive entre la création et la destruction d'entreprises, un fait stylisé de la littérature empirique potentiellement attribuable au taux de survie plus bas des nouvelles firmes.
32. On pourrait objecter que cette méthode ne permet pas de distinguer le phénomène de création de celui de relocalisation des entreprises. Toutefois, il faut se rappeler que la plupart des entrepreneurs ne sont pas particulièrement mobiles. Par exemple, les calculs de COMBES *et al.* (2010), basées sur les données du recensement en France, indiquent que seulement 10,4 % des entrepreneurs âgés de 20 à 51 ans en 1990 se sont déplacés d'au moins 75 km sur la période 1990-1999. Pendant ce temps, 20,9 % des professionnels en faisaient autant. Un tel résultat fait écho à l'importance des réseaux sociaux dans le processus entrepreneurial, qui a été abordée au chapitre I.
33. SUTARIA et HICKS (2004), qui optent pour l'approche écologique, retiennent la méthode de AUDRETSCH et FRITSCH (1994) et incluent une variable de taille moyenne d'établissement pour atténuer le biais.

34. KANGASHARJU (2000) qui retient la méthode du marché du travail, en relève une troisième, soit la méthode de la population. GAYGÍSIZ et YEŞİM KÖKSAL (2003) prétendent toutefois que l'utilisation de la population comme dénominateur entraîne une surestimation du potentiel entrepreneurial d'une région. À l'inverse, FRITSCH et FALCK (2003) remettent en question l'utilisation du nombre de travailleurs comme dénominateur pour le calcul du taux de création d'entreprises dans le cas d'analyses longitudinales. En effet, dans ce cas, la variable dépendante et certaines variables indépendantes (e.g. proportion d'employés dans de petits établissements, taux de chômage) sont influencées par les variations de l'emploi. De plus, la restriction du dénominateur au nombre de travailleurs, sans les chômeurs, sous-estime le nombre d'entrepreneurs potentiels. En conséquence, il convient d'utiliser ici la population active comme dénominateur.

35. Pour ARMINGTON et ACS (2002), l'établissement est un emplacement physique unique où l'entreprise est exploitée ou des services ou des opérations industrielles sont menées. Cette définition est néanmoins limitée par les considérations exposées à la partie III.

36. REYNOLDS (1994), DAVIDSSON *et al.* (1994) et REYNOLDS *et al.* (1995) classent les établissements en trois catégories : les entreprises à établissement unique ou « simples », les sièges sociaux d'entreprises ou « QG » et, enfin, les établissements autres que les sièges sociaux des entreprises qui comptent plus d'une unité d'affaires, nommés « succursales ». Notant que la plupart des entreprises autonomes sont des (petits) simples et que 90 % des nouveaux établissements sont des simples, le 10 % restant étant pour la plupart composé de branches, DAVIDSSON *et al.* concluent que le nombre de nouveaux simples constitue une bonne approximation de la création d'entreprises autonomes. ARMINGTON et ACS (2002) rapportent d'ailleurs que seulement 4 % des firmes aux États-Unis comptent plus d'un établissement. DAVIDSSON *et al.* affirment également que le stock de succursales représente bien celui des grandes entreprises et qu'il y a trop peu de QG pour avoir un impact déterminant sur l'analyse. GLAESER et KERR (2009) observent aussi qu'une grande majorité, soit plus de 80 %, des nouveaux établissements de la Longitudinal Business Database américaine entre 1977 et 1998 sont des entreprises à établissement unique.

37. Revenu d'emploi moyen de la population totale de 15 ans et plus avec un revenu d'emploi ayant travaillé toute l'année à plein temps. Une personne ayant travaillé toute l'année à plein temps est définie comme une personne qui a travaillé de 49 à 52 semaines pendant l'année de référence, surtout à plein temps (30 heures ou plus par semaine).

38. Néanmoins, FOTOPOULOS et SPENCE (1999) rappellent que la spécialisation localisée au sein même, mais non caractéristique, d'une économie régionale comprenant d'autres secteurs permet la cohabitation des notions de spécialisation industrielle et de diversification économique.

39. SEGARRA BLASCO et CALLEJON FORNIELLES (2001) obtiennent toutefois un effet négatif de la diversité économique sur l'entrepreneuriat. ACS et ARMINGTON (2004) notent pour leur part qu'une proportion élevée d'établissements issus du secteur des services a un effet positif sur le taux de création d'entreprises dans ce même secteur. Leurs conclusions indiquent également que la diversité économique a un impact négatif sur l'entrepreneuriat dans le secteur des services (pas d'effets de débordement inter-sectoriels et concurrence possible sur le marché du travail). Alors que les résultats de TAMÁSY et LE HERON (2008) indiquent le contraire, FOTOPOULOS et SPENCE (1999) et GLAESER et KERR (2009) trouvent que la spécialisation locale est un facteur explicatif positif clé des variations spatiales de l'entrepreneuriat manufacturier. Simultanément, FOTOPOULOS et SPENCE trouvent que plus la production manufacturière locale est intégrée verticalement, moins les taux de création d'entreprises sont élevés. Leur conclusion est que l'effet positif réel de la spécialisation se trouve dans les réseaux productifs locaux plutôt que dans de grands établissements locaux intégrés verticalement. NAUDÉ *et al.* (2008) obtiennent une relation positive très forte entre les profits et l'entrepreneuriat, et interprètent ce résultat comme une indication que la concurrence nuit à la croissance du taux de création d'entreprises.
40. On peut considérer la variable « croissance de la population » comme agissant à la fois sur l'offre et la demande entrepreneuriales. Par exemple, KEEBLE et WALKER (1994) y voient autant un indicateur de la croissance de la demande locale que de l'évolution du bassin de ressources entrepreneuriales.
41. La revue de littérature a permis d'identifier trois exceptions à cette régularité empirique. D'abord, HART et GUDGIN (1994) trouvent une relation négative entre l'entrepreneuriat et la proportion de la population résidant dans des communautés de 5 000 personnes et plus. Ensuite, NAUDÉ *et al.* (2008), observent que la taille économique des régions a un effet négatif sur l'entrepreneuriat et attribuent ce résultat à divers effets de congestion (compétition, barrières à l'entrée, etc.) attribuables à l'agglomération. Enfin, les résultats de TAMÁSY et LE HERON (2008) indiquent une relation négative entre le log de la population et l'entrepreneuriat, ce qui permet de conclure à une exception néo-zélandaise, où les régions sont plus entrepreneuriales que les grands centres.
42. GLAESER et KERR (2009) et ELLISON *et al.* (2010) rappellent que des coûts de transport réduits sont une explication cruciale à l'effet centripète qui génère les économies d'agglomération de la nouvelle géographie économique. KRUGMAN (1991a) fait allusion à un seuil critique à ces coûts, au-dessous duquel les firmes peuvent se permettre de concentrer la production, quitte à s'éloigner de certains consommateurs.

43. Il existe donc deux types d'effets d'agglomération. D'une part, les économies de localisation (i.e. intra-industrielles) correspondent aux avantages liés au regroupement de firmes similaires, donc à la spécialisation industrielle. D'autre part, les économies d'urbanisation (i.e. inter-industrielles) découlent de la concentration d'un grand nombre de firmes de différents types, soit la diversification économique. (OHLIN, 1933 ; HOOVER, 1937). Voir aussi JACOBS (1969) et, pour une illustration à l'aide du cas de Silicon Valley, SAXENIAN (1994).
44. ROSENTHAL et STRANGE (2003) et ROSENTHAL et STRANGE (2005) montrent que les effets d'agglomération s'atténuent rapidement avec la distance, soit dès le premier kilomètre et demi. Ils sont donc de nature très locale.
45. KANGASHARJU (2000) rappelle que la littérature a déjà bien documenté la relation négative entre le taux de salaire et le taux de chômage. Le chômage réduit donc l'utilité du taux de salaire.
46. TERVO et NIITYKANGAS (1994) obtiennent des résultats diamétralement opposés à ceux de DAVIDSSON *et al.* Pour leur part, FRITSCH et FALCK (2003) notent un impact positif plus grand sur la création d'entreprises lorsque l'on ne considère que les travailleurs qui sont au chômage depuis moins d'un an. Selon eux, bien que le taux de chômage soit utile pour mieux cerner l'environnement économique local, il ne représente pas une mesure optimale du bassin d'entrepreneurs potentiels, puisque ce sont les travailleurs au chômage depuis moins d'un an qui sont les plus susceptibles de fonder une entreprise. Quant à SUTARIA et HICKS (2004), ceux-ci concluent que la variation du taux de chômage est un bon indicateur du niveau de risque que les futurs entrepreneurs doivent assumer s'ils se lancent en affaires.
47. Dans le cas de l'étude d'ARMINGTON et ACS, le coefficient calculé pour l'ensemble des secteurs économiques était positif, mais non significatif. Tous les coefficients calculés pour six groupes d'industries différents étaient positifs et statistiquement significatifs, excepté celui pour les activités d'extraction (incluant notamment l'agriculture, la forêt et les mines).
48. KEEBLE et WALKER (1994) notent qu'en raison de problèmes de multicollinéarité, la valeur moyenne des résidences est à la fois un indicateur de l'accès au capital local et de l'expertise professionnelle et managériale. La variable capture donc aussi l'effet de la structure de l'emploi sur l'entrepreneuriat.
49. Toutefois, selon les résultats de KEEBLE et WALKER (1994), cette influence opérerait surtout sur les taux de survie, et non de création, des entreprises. Voir GRILO et THURIK (2004) pour un résumé un peu plus détaillé des différents types d'interventions gouvernementales sur l'entrepreneuriat.

50. En outre, les effets provinciaux captent possiblement une partie de l'effet des avantages naturels. Les avantages naturels sont des caractéristiques locales qui favorisent certaines industries (ROSENTHAL et STRANGE, 2003 ; ROSENTHAL et STRANGE, 2005 ; GLAESER et KERR, 2009 ; GLAESER *et al.*, 2010b). Parmi les exemples connus : un port et des plans ou voies navigables pour acheminer les produits lourds, la ressource forestière servant à alimenter l'industrie des pâtes et papiers, de bas coûts de production d'électricité favorisant l'implantation d'alumineries, les gisements minéraux dont dépend l'industrie minière, ou encore le climat qui influence le type de productions agricoles. DURANTON (2007) propose un modèle à deux types d'industries avec, d'une part, les industries de « première nature » qui constituent des bases industrielles inamovibles et durables tirant leur existence de la proximité d'une ressource naturelle et, d'autre part, les industries de « deuxième nature » plus orientées sur le savoir et spatialement dynamiques et qui expliquent la croissance et le déclin des régions.
51. GLAESER *et al.* (2010a) soulèvent la difficulté d'établir un lien causal entre l'entrepreneuriat et des facteurs locaux. L'établissement de la causalité implique en effet l'utilisation de variables exogènes qui influencent positivement l'entrepreneuriat, mais ne stimulent pas d'une autre manière l'économie locale. Or, la plupart des variables généralement utilisées dans les modèles de détermination de l'entrepreneuriat entraînent du succès économique de d'autres façons.

RÉFÉRENCES

- ACS, ZOLTAN J. et CATHERINE ARMINGTON. 2004. «New Firm Survival and Human Capital». *Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy*. Max Planck Institute for Research into Economic Systems, no 1404.
- ACS, ZOLTAN J. et DAVID J. STOREY. 2004. «Introduction : Entrepreneurship and Regional Development». *Regional Studies*, vol. 38, no 8, p. 871-877.
- AGHION, PHILIPPE et PETER HOWITT, 1998. *Endogenous Growth Theory*. Cambridge: MIT Press.
- AGRAWAL, AJAY, IAIN COCKBURN et CARLOS ROSWELL. 2010. «Not Invented Here? Innovation in company towns». *Journal of Urban Economics*, vol. 67, no 1, p. 78-89.
- ARMINGTON, CATHERINE et ZOLTAN J. ACS. 2002. «The Determinants of Regional Variation in New Firm Formation». *Regional Studies*, vol. 36, no 1, p. 33-45.
- AUDRETSCH, DAVID B. 2003. «Entrepreneurship: A Survey of the Literature». *Enterprise Papers*. Commission européenne, direction générale des entreprises et de l'industrie, no 14.
- AUDRETSCH, DAVID B. et MAX KEILBACH. 2004. «Entrepreneurship Capital: Determinants and Impact». *Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy*. Max Planck Institute for Research into Economic Systems, no 3704.
- AUDRETSCH, DAVID B. et MARCO VIVARELLI. 1996. «Determinants of New-Firm Startups in Italy». *Empirica*, vol. 23, no 1, p. 91-105.
- AUDRETSCH, DAVID B. et MICHAEL FRITSCH. 1994. «The Geography of Firm Births in Germany». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 359-365.
- BALDWIN, JOHN, LIN BIAN, RICHARD DUPUY et GUY GELLATLY. 2000. *Taux d'échec des nouvelles entreprises canadiennes: Nouvelles perspectives sur les entrées et les sorties*. No 61-526-XIF au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.
- BRIXY, UDO et REINHOLD GROTZ. 2006. «Regional Patterns and Determinants of New Firm Formation and Survival in Western Germany». *IAB Discussion Paper*, no 5/2006.

- BROWN, CHARLES et JAMES MEDOFF. 1989. «The Employer Size-Wage Effect». *The Journal of Political Economy*, vol. 97, no 5, p. 1027-1059.
- CASSON, MARK. 2002. «Entrepreneurship». In *The Concise Encyclopedia of Economics*. 1^{ère} éd. [En ligne], The Library of Economics and Liberty, <http://www.econlib.org/library/Enc1/Entrepreneurship.html>, consulté le 14 février 2010.
- CHINITZ, BENJAMIN. 1961. «Contrasts in agglomeration: New York and Pittsburgh». *American Economic Review*, vol. 51, no 2, p. 279-289.
- CLEMENSON, HEATHER. 1992. «Les villes mono-industrielles se diversifient-elles? Un regard sur les collectivités vivant de la pêche, des mines et du bois». *L'emploi et le revenu en perspective*, vol. 4, no 1.
- COMBES, PIERRE-PHILIPPE, GILLES DURANTON, LAURENT GOBILLON, DIEGO PUGA et SÉBASTIEN ROUX. 2010. «The productivity advantages of large cities: Distinguishing agglomeration from firm selection». *Working Papers*, Instituto Madrileño de Estudios Avanzados, Ciencias Sociales, no 2009-02, révisé le 30 novembre.
- DAVIDSSON, PER, LEIF LINDMARK et CHRISTER OLOFSSON. 1994. «New Firm Formation and Regional Development in Sweden». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 395-410.
- DEJARDIN, MARCUS. 2003. «La création d'entreprises et ses rapports au territoire: Retours critiques sur quelques résultats». 29^e colloque de l'Association de Science Régionale De Langue Française (ASRDLF) (Lyon, 1-3 septembre).
- DURANTON, GILLES. 2007. «Urban Evolutions: The Fast, the Slow, and the Still». *American Economic Review*, vol. 97, no 1, p. 197-221.
- DURANTON, GILLES et DIEGO PUGA. 2000. «Diversity and Specialisation in Cities: Why, Where and When Does it Matter?». *Urban Studies*, vol. 37, no 3, p. 533-555.
- _____. 2001. «Nursery Cities: Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products». *American Economic Review*, vol. 91, no 5, p. 1454-1477.
- _____. 2005. «From sectoral to functional urban specialisation». *Journal of Urban Economics*, vol. 57, no 2, p. 343-370.
- ELLISON, GLENN, EDWARD L. GLAESER et WILLIAM R. KERR. 2010. «What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns». *American Economic Review*, vol. 100, no 3, p. 1195-1213.
- EVANS, DAVID S. et BOYAN JOVANOVIC. 1989. «An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints». *Journal of Political Economy*, vol. 97, no 4, p. 808-827.

- FIGUEIREDO, OCTÁVIO, PAULO GUIMARÃES et DOUGLAS WOODWARD. 2002. «Home-Field Advantage: Location Decisions of Portuguese Entrepreneurs». *Journal of Urban Economics*, vol. 52, no 2, p. 341-361.
- FLORIO, MASSIMO. 1996. «Large Firms, Entrepreneurship and Regional Development Policy : ‘Growth Poles’ in the Mezzogiorno over 40 Years». *Entrepreneurship and Regional Development*, vol. 8, no 3, p. 263-295.
- FOTHERGILL, STEPHEN et GRAHAM GUDGIN. 1982. *Unequal Growth: Urban and Regional Employment Change in the UK*. Londres: Heinemann.
- FOTOPOULOS, GEORGIOS et NIGEL SPENCE. 1999. «Spatial Variations in New Manufacturing Plant Openings: Some Empirical Evidence from Greece». *Regional Studies*, vol. 33, no 3, p. 219-229.
- FRITSCH, MICHAEL et OLIVER FALCK. 2003. «New Firm Formation by Industry over Space and Time : A Multi-Level Analysis». *Discussion Papers*. German Institute for Economic Research, no 322.
- GAROFOLI, GIOACCHINO. 1994. «New Firm Formation and Regional Development: The Italian Case», *Regional Studies*, 28(4) : 381-393.
- GAO GIAN et SHI SHUDE. 2008. «The Determinants of Entrepreneurial Activity in China: Empirical analysis by regional level data». In *Technology and Innovation Management: Theories, methods and practices from Germany and China*, sous la dir. de REINHARD MECKL, MU RONGPING et MENG FANCHEN, p. 58-70. Munich: Oldenbourg.
- GAYGÍSIZ, ESMA et MIYASE YEŞİM KÖKSAL. 2003. «Regional Variation in New Firm Formation in Turkey: Cross-Section and Panel Data Evidence». *Working Papers in Economics*. Economic Research Center, no 03/08 (septembre).
- GEBREMARIAM, GEBREMESKEL H., TESFA G. GEBREMEDHIN et PETER V. SCHAEFFER. 2006. «An Empirical Analysis of County-Level Determinants of Small Business Growth and Poverty in Appalachia: A Spatial Simultaneous-Equations Approach». *Research Paper*. Regional Research Institute, West Virginia University, no 2006-3.
- GLAESER, EDWARD L. et WILLIAM R. KERR. 2009. «Local Industrial Conditions and Entrepreneurship: How Much of the Spatial Distribution Can We Explain?». *Journal of Economics & Management Strategy*, vol. 18, no 3, p. 623-663.
- GLAESER, EDWARD L., STUART S. ROSENTHAL et WILLIAM C. STRANGE. 2010a. «Urban economics and entrepreneurship». *Journal of Urban Economics*, vol. 67, no 1, p. 1-14.
- GLAESER, EDWARD L., WILLIAM R. KERR et GIACOMO A.M. PONZETTO. 2010b. «Clusters of entrepreneurship». *Journal of Urban Economics*, vol. 67, no 1, p. 150-168.

- GLOBERMAN, STEVEN. 2001. «The Location of Higher Value-Added Activities». *Occasional Paper*. Programme des publications de recherche d'Industrie Canada, no 27.
- GRILO, ISABEL et ROY THURIK. 2004. «Determinants of Entrepreneurship in Europe». *Discussion Papers on Entrepreneurship, Growth and Public Policy*. Max Planck Institute for Research into Economic Systems, no 3004.
- GUDGIN, GRAHAM et STEPHEN FOTHERGILL. 1984. «Geographical Variation in the Rate of Formation of New Manufacturing Firms». *Regional Studies*, vol. 18, no 5, p. 203-206.
- GUESNIER, BERNARD. 1994. «Regional Variations in New Firm Formation in France». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 347-358.
- GUJARATI, DAMODAR N. 2003. *Basic Econometrics*. 4^e éd. New York: McGraw-Hill.
- GUYOT, JEAN-LUC et BARBARA VAN ROMPAEY. 2002. «Entrepreneuriat et création d'entreprises : revue de la littérature et état de la recherche». *Discussion Papers*. Ministère de la Région wallonne, Service des Études et de la Statistique, no 0201.
- HART, MARK et GRAHAM GUDGIN. 1994. «Spatial Variations in New Firm Formation in the Republic of Ireland, 1980-1990». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 367-380.
- HOOVER, EDGAR M. 1937. *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*. Cambridge (MA): Harvard University Press.
- JACKSON, JOHN E. et GRETCHEN R. RODKEY. 1994. «The Attitudinal Climate for Entrepreneurial Activity». *Public Opinion Quarterly*, vol. 58, no 3, p. 358-380.
- JACOBS, JANE. 1969. *The Economy of Cities*. New York : Vintage Books.
- JULIEN, PIERRE-ANDRÉ. 1997. *Le développement régional: Comment multiplier les Beauce au Québec*. Sainte-Foy: Institut québécois de recherche sur la culture.
- KANGASHARJU, AKI. 2000. «Regional Variations in Firm Formation: Panel and Cross-Section Data Evidence from Finland». *Papers in Regional Science*, vol. 79, no 4, p. 355-373.
- KEEBLE, DAVID et SHEILA WALKER. 1994. «New Firms, Small Firms and Dead Firms: Spatial Patterns and Determinants in the United Kingdom». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 411-427.
- KRUGMAN, PAUL. 1991a. *Geography and Trade*. Cambridge (MA): MIT Press.
- _____. 1991b. «Increasing Returns and Economic Geography». *Journal of Political Economy*, vol. 99, no 3, p. 483-499.

- LUCAS, ROBERT E., JR. 1978. «On the Size Distribution of Business Firms», *Bell Journal of Economics*, 9(2) : 508-523.
- MASON, COLIN. 1991. «Spatial Variations in Enterprise: The Geography of New Firm Formation». In *Deciphering the Enterprise Culture*, sous la dir. de ROGER BURROWS, p. 74-106. Londres: Routledge.
- MARSHALL, ALFRED. 1890. *Principles of Economics*. Londres: Macmillan.
- MELO, PATRICIA C., DANIEL J. GRAHAM et ROBERT B. NOLAND. 2007. «Firm Formation and Transport Infrastructure: A Study of Portugal». Congrès joint de l'European Regional Science Association (ERSA) (47^e Congrès) et de l'Association de Science Régionale de Langue Française (ASRDLF) (44^e Congrès) (Paris, 29 Août - 2 Septembre).
- NAUDÉ, WIM, THOMMAS GRIES, ERIC WOOD et ALOE MENTJIES. 2008. «Regional Determinants of Entrepreneurial Start-Ups in a Developing Country». *Entrepreneurship and Regional Development*, vol. 20, no 2, p. 111-124.
- O'HAGAN, SEAN et BEN CECIL. 2007. «A Macro-level Approach to Examining Canada's Primary Industry Towns in a Knowledge Economy». *Journal of Rural and Community Development*, vol. 2, no 2, p. 18-43.
- OHLIN, BERTIL. 1933. *Interregional and International Trade*. Cambridge (MA): Harvard University Press.
- OI, WALTER Y. et TODD L. IDSON. 1999. «Firm Size and Wages». In *Handbook of Labor Economics*, sous la dir. de ORLEY ASHENFELTER et DAVID CARD, vol. 3, p. 2166-2214. Amsterdam: North-Holland.
- OTSUKA, AKIHIRO. 2008. «Determinants of New Firm Formation in Japan: A Comparison of the Manufacturing and Service Sectors». *Economics Bulletin*, vol. 18, no 4, p. 1-7.
- PARKER, SIMON C. 2005. «The Economics of Entrepreneurship: What We Know and What We Don't». *Foundations and Trends in Entrepreneurship*, vol. 1, no 1, p. 1-54.
- PERROUX, FRANÇOIS. 1955. «Note sur la notion de "pôle de croissance"». In *Économie appliquée*, tome VIII, no 1-2 (janvier-juin), p. 307-320.
- POLESE, MARIO et RICHARD SHEARMUR avec la coll. de PIERRE-MARCEL DESJARDINS et MARC JOHNSON. 2002. *La périphérie face à l'économie du savoir: La dynamique spatiale de l'économie canadienne et l'avenir des régions non métropolitaines du Québec et des provinces de l'Atlantique*. Montréal : INRS Urbanisation, Culture et Société / Institut canadien de recherche sur le développement régional.

- REYNOLDS, PAUL. 1991. *Regional Characteristics Affecting Business Growth: Assessing Strategies Promoting Regional Economic Well-Being*. Soumis à la Ford Foundation, Grant No. 900-013.
- _____. 1994. «Autonomous Firm Dynamics and Economic Growth in the United States, 1986-1990». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 429-442.
- REYNOLDS, PAUL D., BRENDA MILLER et WILBUR R. MAKI. 1995. «Explaining Regional Variation in Business Births and Deaths: U.S. 1976-88». *Small Business Economics*, vol. 7, no 4, p. 389-407.
- REYNOLDS, PAUL, DAVID J. STOREY et PAUL WESTHEAD. 1994. «Cross-national Comparisons of the Variation in New Firm Formation Rates: An Editorial Overview». *Regional Studies*, vol. 28, no 4, p. 343-346; 443-456.
- ROSENTHAL, STUART S. et WILLIAM C. STRANGE. 2001. «The Determinants of Agglomeration». *Journal of Urban Economics*, vol. 50, no 2, p. 191-229.
- _____. 2003. «Geography, Industrial Organization, and Agglomeration». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no 2, p. 377-393.
- _____. 2005. «The geography of entrepreneurship in the New York metropolitan area». *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, décembre, p. 29-53.
- SAXENIAN, ANNALÉE, 1994. *Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon Valley and Route 128*, Cambridge: Harvard University Press.
- SCHUMPETER, JOSEPH ALOIS. 1950. *Capitalism, Socialism and Democracy*, 3^e éd. New York: Harper and Row.
- SEGARRA BLASCO, AGUSTÍ et MARIA CALLEJON FORNIELLES. 2001. «Geographical Determinants of the Creation of Manufacturing Firms : The Regions of Spain». *Documents de treball de la Divisió de ciències jurídiques econòmiques i socials*. Col·lecció d'Economia.
- STATISTIQUE CANADA. 2008. *Définitions et concepts utilisés par le Registre des entreprises*, Division du Registre des entreprises.
- STEINER, MICHAEL. 1985. «Old Industrial Areas: A Theoretical Approach». *Urban Studies*, vol. 22, no 5, p. 387-398.
- STOREY, DAVID J. 1982. *Entrepreneurship and the New Firm*. Londres: Croom Helm.
- _____. 1991. «The Birth of New Firms: Does Unemployment Matters? A Review of Evidence». *Small Business Economics*, vol. 3, no 3, p. 167-178.

- SUTARIA, VINOD et DONALD A. HICKS. 2004. «New Firm Formation: Dynamics and Determinants». *The Annals of Regional Science*, vol. 38, no 2, p. 241-262.
- TAMÁSY, CHRISTINE et RICHARD LE HERON. 2008. «The Geography of Firm Formation in New Zealand». *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, vol. 99, no 1, p. 37-52.
- TERVO, HANNU et HANNU NIITYKANGAS. 1994. «The Impact of Unemployment on New Firm Formation in Finland». *International Small Business Journal*, vol. 13, no 1, p. 38-53.
- TICHY, GUNTHER. 1987. «A Sketch of a Probabilistic Modification of the Product Cycle Hypothesis to Explain the Problems of Old Industrial Areas». In *International Economic Restructuring and the Regional Community*, sous la dir. de HERMAN MUEGGE et WALTER B. STÖHR, p. 64-78, Gower (Hants): Aldershot.
- VERNON, RAYMOND. 1966. «International Investment and International Trade in the Product Cycle». *Quarterly Journal of Economics*, vol. 80, no 2, p. 190-207.
- WAGNER, JOACHIM. 2004. «Are Young and Small Firms Hothouses for Nascent Entrepreneurs?: Evidence from German Micro Data». *Discussion Paper Series*. The Institute for the Study of Labor (IZA), no 989.